地方分権に関する基本問題についての 調査研究会報告書・専門分科会

(座長:堀場 勇夫)

平成31年3月

一般財団法人 自治総合センター

はしがき

第1次・第2次地方分権改革では、国と地方の関係を対等・協力の関係に変 えるという理念の下、地域が自らの創意と工夫により課題を解決するための制 度的基盤の構築が図られてきた。

平成25年6月に「第3次一括法」、平成26年5月に「第4次一括法」が成 立し、地方公共団体に対する事務・権限の移譲や義務付け・枠付けの見直し等 が進められてきた。

さらに、地方の発意に根ざした取組を推進する新たな手法として、個々の地 方公共団体等から地方分権改革に関する提案を広く募集し、それらの提案の実 現に向けて検討を行う「提案募集方式」が平成26年から導入された。

「提案募集方式」による地方公共団体等からの提案等を踏まえ、事務・権限 の移譲や義務付け・枠付けの見直し等を一層推進するため、平成27年6月に 「第5次一括法」、平成28年5月「第6次一括法」、平成29年4月「第7次 一括法」が成立し、平成30年6月には「第8次一括法」が成立した。

このような地方分権に関する種々の改革の進展や課題を視野に入れながら、 地方分権に関する基本問題について先進的かつ実践的な調査研究を実施するた め、平成16年度に本研究会を設置し、検討を重ねてきた。平成30年度にお いては4回の研究会を開催しており、本報告書は、その成果をとりまとめたも のである。

本報告書が、我が国の地方税財政を考える上での一助となれば幸いである。

なお、本研究会は、一般財団法人全国市町村振興協会と一般財団法人自治総 合センターが共同で実施したものである。

平成31年3月

一般財団法人 全国市町村振興協会 理事長 坂本森男

一般財団法人 自治総合センター理事長 梶 田 信一郎

地方分権に関する基本問題についての調査研究会

·専門分科会 委員名簿

- 座長 堀場 勇夫 青山学院大学名誉教授
- 座長代理 中井 英雄 大阪経済法科大学国際学部教授
 - 荒川 渓 北海道大学公共政策大学院准教授
 - 石田 三成 琉球大学法文学部准教授
 - 井田 知也 近畿大学経済学部教授
 - 小川 光 東京大学大学院経済学研究科

・公共政策大学院・教授

- 加藤美穂子 香川大学経済学部教授
- 倉本 宜史 甲南大学マネジメント創造学部准教授
- 宍戸 邦久 新潟大学経済学部教授
- 齊藤 仁 神戸国際大学講師
- 篠崎 剛 東北学院大学経済学部准教授
- 菅原 宏太 京都産業大学経済学部教授
- 中澤 克佳 東洋大学経済学部教授
- 広田 啓朗 武蔵大学経済学部教授
- 星野菜穂子 和光大学経済経営学部教授
- 松本 睦 立命館大学経済学部教授
- 柳原 光芳 名古屋大学大学院経済学研究科教授
- 湯之上英雄 兵庫県立大学経済学部准教授

第1章 平成30年度調査報告

- 地方交付税のソフトな予算制約問題の検証・・・・・ 3
- O Do municipal mergers internalise spatial spillover effects?
 Empirical evidence from Japanese municipalities • • 44
- 〇 標準財政規模の格差分析
 -2007年度以降の市区町村を対象に一・・・・・・ 87
- O コンパクトシティが及ぼす地方行政費用への影響
 一都市スプロール弾力性の市町村別推計・・・・・・117

第2章 参考資料

0	地方公会計の推進について・・・・・・・・・・・157
0	水道・下水道事業の持続的経営の確保に向けて・・・・178
0	平成31年度地方財政対策関係・・・・・・・・・・195

第1章

平成30年度調査報告

地方交付税のソフトな予算制約問題の検証

地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会 2018 年 8 月 6 日

菅原宏太†

京都産業大学経済学部

Abstract In this paper, we ascertain whether a soft budget constraint problem is caused by the Local Allocation Tax (LAT) transfer in Japan. We develop a two-period Stackelberg game model that describes the dynamic commitment (DC) problem of the central government and the common pool behavior (CPB) of prefectural governments. We identify two types of CPB: the typical behavior caused by the marginal cost being less than the marginal benefit of the transfer and a type of fiscal externality that changes the transfers to other prefectures. Then, we estimate the reaction function of the central government, which represents a DC problem, and the borrowing equation for capturing the CPB of the prefectural government. We find no definitive evidence for CPB, whereas the bailout driven by the LAT transfer is clear. In addition, the estimate that controls for structural changes demonstrates that prefectural governments inherently discipline themselves regardless of any bailout. Therefore, we cannot identify any SBC problem associated with the LAT transfer. Thus, even if we do observe CPB, its source might be a fiscal externality through the egalitarian structure of the LAT transfer system rather than a bailout by the central government.

Keywords: Intergovernmental transfer; Soft budget constraint; Common pool

[†] K. Sugahara

Kyoto Sangyo University, Kyoto, Japan. email: sugahara@cc.kyoto-su.ac.jp

1 Introduction

The objective of this analysis is to ascertain whether a soft budget constraint (SBC) problem arises in the intergovernmental transfer system of Japan, that is, Local Allocation Tax (LAT) transfers from the central government to sub-national governments.

According to the seminal review of Kornai et al. (2003), the SBC problem caused by a bailout leads to the inefficient behavior of the supported organization. According to Goodspeed (2002), the SBC problem consists of two phases: a dynamic commitment (DC) problem affecting the decision-making of the central government that faces the possible failure of a sub-national government and the common pool behavior (CPB) of a sub-national government to avoid fully paying the marginal cost of the bailout. In the context of LAT transfers, we hypothesize that a sub-national government expecting an increase in the LAT transfer sets an inefficient level of expenditures (Akai et al. 2003).

Because such hypotheses can be evaluated using stochastic frontier analysis, this approach underpins a primary stream of the empirical analysis of the intergovernmental SBC problem in the Japanese literature.¹ However, Hayashi (2002) pointed out an incorrect assumption regarding the distribution of inefficiency term and argued that previous analyses inaccurately capture the SBC problem with respect to LAT transfers. Furthermore, the stochastic frontier-based approach a priori assumes the relation between the amount of the LAT transfer and the inefficiency of each sub-national government rather than ascertaining the reaction of the central government to a failure of a sub-national government and the behavior of the sub-national government given the expectation of bailouts in the LAT transfer system.²

Nevertheless, the standard approach to causality in the SBC problem is to confirm the reactions of the supporting and supported governments. The literature related to the intergovernmental SBC problem is classified into three approaches: the difference-in-difference approach,³ the VAR model,⁴ and estimations of the reaction function. Our analysis is most inspired by those of Pettersson-Lidbom (2010) and Bordignon and Turati (2009), which are leading empirical studies of SBC phenomena. Pettersson-Lidbom (2010) estimated an equation that represents the debt held the Swedish local government with an expectation on a discretionary fiscal transfer from the central government and identified the SBC phenomenon. Bordignon and Turati (2009) confirmed the SBC hypothesis for health expenditures by Italian regional governments. These analyses focus on the role of expectations about the bailout in the behavior of sub-national governments. They assume that central government transfers are determined by the demographic, geographic, and economic characteristics of each region, and thus, are assumed to be given for each sub-national government.⁵

From a different perspective, Miyazaki (2007), in an exceptional study on the SBC problem of LAT transfers in Japan, studied the effect of past prefectural expenditures on discretionary changes in the LAT formula by implementing dynamic panel data estimation. To accurately capture the effect, Miyazaki (2007) aimed to investigate the calculation of individual expense items rather than that of total expenditure. Then, he showed that the calculation formula had changed to substantially support the prefectures facing larger

¹ Yamashita et al. (2002) first addressed the SBC problem in the context of LAT transfers. Miyazaki (2004) considered the relation between LAT transfers and inefficient public investment by prefectural governments. Ogawa and Tanahashi (2008) and Otsuka et al. (2014) showed that the LAT makes prefectural management inefficient. However, Tazika and Miyazaki (2006) found no evidence of the SBC problem regarding municipal efforts to cut expenses.

² Hayashi (2006) argued that stochastic frontier-based approaches cannot distinguish the SBC problem from other phenomena that cause the inefficient behavior of sub-national governments, such as interregional spillovers of the benefit of local public goods and interregional fiscal competition.

³ This method captures the effect of institutional and structural changes to transfer systems on the expectations or behavior of lower-tier governments, such as Swedish municipalities (Dietrichson and Ellegard 2015), German states (Baskaran 2017), and Dutch municipalities (Allers and Merkus 2013).

⁴ Irandoust (2017) approaches the Swedish SBC problem by checking for cointegration between spending and revenue. Paleologou (2013) considers the linkage between revenue and expenditure in Sweden, Greece, and Germany.

⁵ Using a similar framework, the SBC problem is identified in German states (Baskaran 2012) and Italian and French regions (Josselin et al. 2013; Padovano 2014).

deviations in expenses from their budgets in the previous period.

In the context of DC and CPB, Miyazaki's (2007) analysis can be considered to address the DC problem, and the analyses by Pettersson-Lidbom (2010) and Bordignon and Turati (2009) clarify CPB. Based on these studies, we attempt to ascertain both DC and CPB to comprehensively explore the SBC problem of the LAT transfer system.

We obtain the following results from our empirical analysis. First, bailouts by LAT transfers occur regardless of the fiscal health of a prefectural government. Second, a positive fiscal externality arises from prefectures with better fiscal health to those with worse fiscal health. Third, we observe that CPB is caused not by bailouts but by the cost reduction effect of the fiscal externality. Fourth, it appears that prefectural governments may inherently discipline themselves irrespective of the bailout by controlling the effects of structural changes.

The remainder of the paper is composed of the following parts. In the next section, we review the LAT transfer system and discuss the possibility that the SBC phenomenon may arise in the system. Then, in Sect. 3, we construct a theoretical model to interpret the estimation results. After establishing the empirical strategy in Sect. 4, we consider the SBC problem in the case of LAT transfers by interpreting the estimation results in Sect. 5. Finally, Sect. 6 provides concluding remarks.

2 Institutional Description

2.1 Local Allocation Tax Transfer Calculation

In Japan, there are 47 prefectures and 1,718 municipalities. This analysis considers the relation between the 47 prefectures and the central government. Fig. 1 shows the composition of total prefecture revenues; the LAT transfer is the second-largest revenue source and accounts for 17.0% of total revenue. Its share varies across prefectures from 0% to 39.0%.

LAT transfers are used to adjust imbalances in revenue resources between local governments and to ensure their financial capacity to provide standard public services and basic infrastructure to residents across the country.⁶ Because LAT transfers are preferentially distributed to prefectures that are unable to acquire the necessary tax revenue, these transfers are important revenue sources for prefectures that do not have adequate financial capabilities.

Fig. 1 Composition of revenues (FY2015 settlement)



Source: MIC (2017)

⁶ This information comes directly from MIC (2017).

Specifically, the transfer distributed to prefecture *i* is calculated as follows:

$$LAT_i = SFD_i - SFR_i$$
,

where SFD_i denotes the standard fiscal demand (SFD) determined based on the rational and appropriate service standards for each prefectural government⁷ and SFR_i denotes the standard fiscal revenues, which are defined as the sum of 75% of local tax revenues and some intergovernmental transfers. The LAT transfer is positive for a prefecture whose SFR_i is less than its SFD_i and is zero for a prefecture whose SFR_i exceeds its SFD_i .

Each element of SFD_i is derived by multiplying the unit cost, the measurement unit, and the correction coefficients. The unit cost is estimated as the average cost of public service, which is assumed to be provided in the standard model of a prefecture.⁸ Thus, the unit cost is commonly applied to calculate the SFD_i for all prefectures. The measurement units are defined by real statistics, such as the population, the length of rivers in each prefecture, and so on. The correction coefficients are used to take into account demographic and geographic characteristics of the prefecture that may cause additional service costs. Therefore, the same coefficients are applied to similar prefectures in terms of these characteristics. In addition, a certain percentage of expenses for debt service are included as elements of SFD_i .

Akai et al. (2003) and Miyazaki (2007) investigated the formula for the SFD_i in detail and pointed out that the unit cost and some correction coefficients are estimated based on the past administration cost, and, thus, may be affected by the previous expenditure behavior of sub-national governments.

Furthermore, in recent decades, 40.3% of 90 requests regarding unit costs and 24.7% of 126 requests regarding correction coefficients from prefectures and municipalities for the revision of the calculation formula of the SFD_i have been accepted, as shown by Fig. 2. Thus, the DC problem may be inherent in the LAT transfer system.

Fig. 2 Acceptance rate of requests regarding the standard fiscal demand formula



Source: Website of the Ministry of Internal Affairs and Communications (MIC).

From a macro perspective, although it is institutionalized that the LAT transfer is financed by a fixed percentage of national tax revenues,⁹ this amount does not correspond to and has been less than the total amount required across all sub-national governments. These shortages have been compensated by special increases in the LAT source and additional issues of local bonds as an exception. According to the FY2015 settlement, a 7.8 trillion yen shortage of the source was compensated by a 2.4 trillion yen increase in the LAT source and 5.4 trillion yen increase in the issue of local bonds. Although the ratios of increases in the

⁷ This information comes directly from MIC (2017).

 $^{^{8}}$ It is assumed to be a virtual jurisdiction of 1.7 million people who form 690 thousand households in an area of 6.5 thousand km² with roads up to 3.9 thousand km long.

⁹ These fixed percentages are 33.1% of personal income tax and corporate tax revenues, 50% of liquor tax revenues, 22.3% of consumption tax revenues, and tall local corporate tax.

LAT source have varied across periods,¹⁰ this evidence suggests that sub-national governments might be able to expect a bailout with a certain probability.

2.2 Local Bonds and the Discretion of Prefectural Governments

Returning to Fig. 1, we know the fourth largest source of revenue is the issue of local bonds. Although the component ratio is 10.6% on average, it ranges among prefectures from 2.2% to 18.5% depending on their financial conditions. Recently, the outstanding debts of sub-national governments have become a serious problem, as have those of the central government. During the past two decades, the total outstanding debt across all sub-national governments has rapidly increased from 92.9 trillion yen in FY1995 to 199 trillion yen in FY2015. At the same time, expenses for debt service have increased from 8.8% of total expenditures in FY1995 to 13.1% in FY2015. In the case of prefectures, the percentage in FY2015 (14.2%) was become double that of FY1995 (7.4%). This evidence indicates that sub-national governments' budgets have become more rigid, and their fiscal health has declined.

Local bonds are closely connected with the LAT transfer system. First, as mentioned above, additional issues of local bonds are required to compensate for shortages in the LAT source; these bonds are called "bonds for the extraordinary financial measures (BEFM)".¹¹ These bonds were issued starting FY2001, but other kinds of bonds were used in the past. Second, part of the expenses for debt service for almost of all kinds of bonds are included in the SFD. In particular, the debt service expenses of BEFMs are perfectly included as one element of the SFD. Therefore, local bonds issues can be considered as automatically supported by LAT transfers. Furthermore, the number of SFD elements related to expenses for debt service has increased from eight items in FY1985 to 16 items in FY2015. That is, it is possible to consider a discretionary increase in the financial support from LAT transfers.

However, sub-national governments are legally restricted from issuing local bonds at their own discretion, and, thus, they cannot freely borrow money to finance their deficits. First, Article 5 of Local Finance Law only permits the issue of local bonds to finance public investment expenses. Second, sub-national governments were unable to issue local bonds without the permission of the central government until 2006. Third, governments whose real debt service ratios exceed 18% are still restricted from issuing bonds even though the permission scheme has been changed to a consultation scheme.¹²

Fig. 3 shows trends in the bond dependence rate, which is the ratio of local bond revenue to total prefecture revenue. We find a structural change in 1993, after which the mean bond dependence rate consistently exceeds 12% because local bonds have been used as the revenue sources for countercyclical measures since the collapse of the Heisei bubble economy. Although the effect of the introduction of BEFMs on the mean of the dependence rate is not immediately clear, the standard deviation seems to have increased starting in 2001. Although the introduction of the consultation scheme for the issue of local bonds may not have had a clear effect on the mean and standard deviation of the dependence rate, the standard deviation seems to have increased gradually. From this evidence, sub-national governments may be considered to have a certain amount of discretion to issue local bonds and, thus, can engage in CPB.

¹⁰ For instance, 51.8% of the shortage in FY2010 was compensated by a special increase in the LAT source.

¹¹ These bonds are issued as an exception to Article 5 of Local Finance Law to address shortages in the general revenue resources of subnational governments. The proceeds from these bonds can be used for expenses other than investment expenses (MIC 2017).

¹² The real debt service ratio is an index of the size of the redemption amount of debt and similar expenditures and represents the cash flow level (MIC, 2017). The average value for a prefecture in FY2015 was 12.7%, whereas it was 9.9% on average for all sub-national governments.

Fig. 3 Bond dependence rate (prefectures)



Source: Annual Report for Local Public Finance (MIC, each year)

3 Theoretical Background

3.1 Basic Setup

We briefly consider the theoretical background of the SBC under a fiscal equalization scheme, by extending the simple two-period Stackelberg game between the central and regional governments that is proposed by Goodspeed (2002).

Whereas Goodspeed (2002) assumes that a central government with a political motivation controls interregional transfers to garner votes, we apply the assumption of a *fiscal egalitarian* central government that seeks to reduce inter-prefectural disparities in fiscal health. This assumption might be more appropriate for the behavior of the central government in Japan than the assumption of a political motivation is. Typically, the term "egalitarian" is used to describe a social welfare function that aims to equalize individual incomes or utilities in welfare economics.¹³ To distinguish our use of the term, we refer to a *fiscal egalitarian* central government in this discussion.

Our model includes *n* prefectures, denoted by the subscript i (=1, ..., n), each of which have a prefectural government and one standardized resident in two periods.¹⁴ Each prefectural government belongs to the good group (*G*) or the bad group (*B*) depending on its fiscal health. For simplicity, we assume homogeneous levels of fiscal health within each group. Moreover, we assume that prefectural governments do not move between groups even if their fiscal health changes. The classification is used as a reference for the intergovernmental fiscal transfer implemented by the central government.

The utility function of a representative resident in prefecture i is composed of his consumption of a private good $(c_{i,1}, c_{i,2})$ and a local public good $(q_{i,1}, q_{i,2})$ over two periods based on his income $(y_{i,1}, y_{i,2})$, which we take as given.

A prefectural government levies a local tax on its resident's income at a controllable rate t_{i1} and borrows money to provide the local public good $(q_{i,1})$ in period 1. Then, it provides the local public good $(q_{i,2})$ and

¹³ This definition is described by Atkinson and Stiglitz (1980) in their chapter 11.

¹⁴ For simplicity, we assume a homogeneous population size among prefectures and that the heterogeneity of fiscal health is mainly caused by income differences.

pays debt services using local tax revenue $(t_{i,2}y_{i,2})$ in period 2. The central government provides an intergovernmental fiscal transfer $(g_{i,1}, g_{i,2})$ financed by the central tax revenue in both periods.

The structure of Stackelberg game between a prefectural government and the central government is described as the follows. In both periods, we use a Nash game to reflect the relations among prefectural governments.

- 0. The central government sets the amount of the transfer $(g_{i,1})$ to the prefectural government prior to period 1.
- 1. The prefectural government sets the local tax rate $(t_{i,1})$ and the amount to borrow $(b_{i,1})$ to produce the local public good in period 1, taking $g_{i,1}$ as given.
- 2. The central government sets the central tax rate (t_2^c) and the transfer amount $(g_{i,2})$ in period 2, taking $b_{i,1}$ and $t_{i,1}$ as given. Then, the prefectural government sets the local tax rate $(t_{i,2})$.

Therefore, the prefectural government, as the Stackelberg leader, determines the financing of the local public good in period 1, anticipating the behavior of the central government, as the follower, in period 2.

3.2 The Optimization Problem of the Central Government

To evaluate this game, we first consider the optimization problem of the central government, which is motivated by fiscal egalitarianism. The objective function of the central government is composed of each prefecture's utility, with weights based on fiscal health (G or B), and the amount of borrowing of each prefectural government, as follows:

$$\max_{g_{i,2}} \sum_{i} w_i(\mathbf{b}) \left[v_i(q_{i,2}) + z_i(c_{i,2}) \right]$$

s.t.
$$t_2^C \sum_i y_{i,2} = \sum_i g_{i,2}$$

$$q_{i,2} = g_{i,2} + t_{i,2}y_{i,2} - b_{i,1}(1+r)$$
$$c_{i,2} = y_{i,2}(1 - t_{i,2} - t_2^C),$$

where $v_i(\cdot)$ and $z_i(\cdot)$ are the sub-utilities of local public and private good consumption, respectively. They are strictly concave, such that $v_{qq} < 0 < v_q$, $z_{cc} < 0 < z_c$. $\mathbf{b} = (b_{1,1}, \dots, b_{n,1})$ is a vector of the amount of the borrowing by each prefectural government. The egalitarian weight, $w_i(\mathbf{b})$, which is a function of this vector, will be explained later. The central government maximizes this objective function subject to the budget constraints of governments and households.

Using the balanced budget condition of the central government, we obtain the following first-order condition:

$$w_i v'_i - \frac{1}{Y} \sum_{i=1}^n w_i z'_i y_{i,2} = 0, for all i,$$
(1)

where $Y = \sum_{i=1}^{n} y_{i,2}$ and $\partial t_2^C / \partial g_{i,2} = 1/Y$. From Eq. 1, assuming an interior optimum, the optimization condition of the central government's fiscal transfer can be derived as follows:

$$w_1(\mathbf{b})v'_1 = w_2(\mathbf{b})v'_2 =, ..., = w_n(\mathbf{b})v'_n.$$
 (2)

In other words, the central government sets the amount of the transfer to each prefectural government to equalize the weighted marginal utilities among prefectures. The egalitarian weight depends on the amount of borrowing.

3.3 Fiscal Egalitarianism and Dynamic Commitment

We characterize the egalitarian weight as a function of borrowing in the first period.¹⁵ Importantly, one prefecture's weight can be affected by another prefectural government's fiscal health because the objective of the intergovernmental transfer is to reduce fiscal health disparities. We explain this characteristic by choosing four prefectural governments. Two of them (prefectures 1 and 2) are in the bad group, and other two (prefectures 3 and 4) are in the good group.

3.3.1 Weight of a Prefecture in the Bad Group

The weight of a prefecture in the bad group always increases when its own fiscal health becomes much worse: $\partial w_h / \partial b_{h,1} > 0, h = 1, 2$. Furthermore, because fiscal demand is measured by a common formula for calculating the transfer, such as the SFD formula mentioned in Sect. 2, the egalitarian weights of the group members simultaneously increase in the transfer system: $\partial w_h / \partial b_{k,1} > 0, h, k = 1, 2, h \neq k$. In addition, we assume within-group homogeneity: $\partial w_h / \partial b_{h,1} = \partial w_h / \partial b_{k,1}$.

Furthermore, a decrease in the local public good in the prefecture in the good fiscal health group, $q_{l,2}$ (l = 3, 4), caused by an increase in borrowing by that prefectural government ($b_{l,1}$) causes the transfer to that prefecture ($g_{l,2}$) to increase. However, such a bailout expands the disparity of fiscal health, which is undesirable for the egalitarian central government. Thus, the central government increases the weight of a prefecture in the bad group as borrowing by a good-fiscal-health prefectural government increases: $\partial w_h/\partial b_{l,1} > 0$.

3.3.2 Weight of a Prefecture in the Good Group

The weight of a prefecture in the good group does not increase if its own fiscal health becomes worse: $\partial w_l / \partial b_{l,1} = 0$. Furthermore, the weight does not change if the fiscal health of a prefectural government in the same group becomes worse: $\partial w_l / \partial b_{m,1} = 0$, $l, m = 3, 4, l \neq m$. However, the weight does decrease when borrowing by a prefectural government in the bad group increases: $\partial w_l / \partial b_{h,1} < 0$ because the egalitarian central government intends to reduce fiscal health disparities.

3.3.3 Transfer to a Prefecture in the Bad Group

Next, we consider the relationship between changes in transfers and borrowing. The transfer in period 2 is represented by the following function from the first-order condition (Eq. 1).

¹⁵ Although Cowell (2000) noted that various features of egalitarian-based social welfare function are considered, we do not strictly specify the features of the objective function of the central government to keep the empirical analysis tractable. However, we can consider the egalitarian weight as the coefficient on the first derivative of the objective function with respect to the amount of borrowing. Thus, we refer to assumptions on the second and cross derivatives in the following explanation.

$$g_{i,2}^* = g_{i,2}(\mathbf{b})$$
 for all *i*. (3)

From the comparative statics, the influences of the prefectural government's decisions as a Stackelberg leader on the central government's reaction in period 2 are described as follows:¹⁶

$$\frac{\partial w_h}{\partial b_{h,1}} v'_h - w_h v''_h (1+r) - \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{h,1}} \gtrless 0 \Rightarrow \frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{h,1}} \gtrless 0, \qquad (4a)$$

$$\frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{k,1}} > 0$$
, and (4b)

$$\frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{l,1}} > 0, \tag{4c}$$

where $\frac{\partial X}{\partial b_{h,1}} \left(= \frac{\partial X}{\partial b_{h,1}} \right) = \frac{\partial w_1}{\partial b_{h,1}} z'_1 y_1 + \frac{\partial w_2}{\partial b_{h,1}} z'_2 y_2 + \frac{\partial w_3}{\partial b_{h,1}} z'_3 y_3 + \frac{\partial w_4}{\partial b_{h,1}} z'_4 y_4$, which represents a change

in the weight of the marginal social disutility on taxation to finance a bailout for a prefectural government in the bad group that borrows more.

Because the signs of the first and second terms on the left-hand side of the left sub-equation in Eq. 4a are positive, $\partial g_{h,2}/\partial b_{h,1} > 0$ if $\partial X/\partial b_{h,1} < 0$. In other words, the central government rescues a prefectural government in the bad fiscal health group if the central government's strong fiscal egalitarianism underrates the marginal disutility of the prefecture with good fiscal health.

The DC problem in the context of this model means that a change in the egalitarian weight accelerates the bailout. Suppose that the weight is not influenced by an increase in the borrowing, even though $w_h > w_l$. The left sub-equation in Eq. 4a can be rewritten as $-w_h v''_h (1 + r) > 0$, and, thus, $\partial g_{h,2} / \partial b_{h,1} > 0$. Thus, the central government intends to compensate for the decrease in the local public good in a bad-fiscalhealth prefecture using the transfer. That is, the bailout is inherently assumed in our model, in contrast to the literature on the SBC. The bailout is further increased as the egalitarian weight changes as borrowing changes, especially for the bad-fiscal-health prefecture.¹⁷

Furthermore, we recognize from Eq. 4b that $\partial g_{h,2}/\partial b_{k,1} > 0$. We call the increase in the transfer a positive fiscal externality through the equal treatment of prefectures in the same fiscal health group. However, we know from Eq. 4c that the transfer to a prefecture with bad fiscal health increases when a good-fiscal-health prefectural government borrows more: $\partial g_{h,2}/\partial b_{l,1} > 0$. That is, a positive fiscal externality always occurs through the transfer system regardless of the strength of fiscal egalitarianism.

¹⁶ See the appendix for the derivation.

¹⁷ Relaxing our assumption on the number of prefectures, we find another possibility that brings about $\partial X/\partial b_{h,1} < 0$. If the number of good-fiscal-health prefectures is larger than that of bad-fiscal-health prefectures, $\partial X/\partial b_{h,1}$ tends to be negative. Either way, a bailout for a bad-fiscal-health prefecture may occur under a strong egalitarian central government.

3.2.4 Transfer to a Prefecture in the Good Group

$$w_l v''_l (1+r) + \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{l,1}} \gtrless 0 \Rightarrow \frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{l,1}} \leqq 0,$$
(5a)

$$\frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{m,1}} < 0, \text{ and} \tag{5b}$$

$$\frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{h,1}} < 0, \tag{5c}$$

where $\frac{\partial X}{\partial b_{l,1}} \left(= \frac{\partial X}{\partial b_{m,1}} \right) = \frac{\partial w_1}{\partial b_{l,1}} z'_1 y_1 + \frac{\partial w_2}{\partial b_{l,1}} z'_2 y_2 > 0$ represents an increase in the weight of the marginal

disutility of bad-fiscal-health prefectures on taxation to finance a bailout for a good-fiscal-health prefectural government that borrows more.

The first term on the left-hand side of the left sub-equation in Eq. 5a represents a marginal reduction in the sub-utility in the second period caused by a decrease in the local public good owing to an increase in the payment for borrowing. Therefore, if the central government is not too concerned about the reduction in the utility of good-fiscal-health prefectures relative to the marginal disutility of bad-fiscal-health prefectures on taxation, it does not rescue a good-fiscal-health prefectural government even if it borrows more.

From Eq. 5b, transfers to good-fiscal-health prefectures decrease owing to the budget constraint of the transfer system when other prefectural governments in a same group increase their own borrowing. That is, a negative fiscal externality is caused by the monetary trade-offs among good-fiscal-health prefectures. However, we recognize from Eq. 5c the other type of the negative fiscal externality, which is caused by the egalitarian transfer system.

3.3 Optimization Problem of a Prefectural Government

Considering the reaction of the central government, the optimization problem of a prefectural government is described as follows:

$$\max_{b_{i1},t_{i,1},t_{i,2}} u_i(q_{i,1}) + v_i(q_{i,2}) + x_i(c_{i,1}) + z_i(c_{i,2})$$
(6)

s.t.

$$q_{i,1} = g_{i,1} + t_{i,1}y_{i,1} + b_{i,1},$$

$$c_{i,1} = y_{i,1}(1 - t_{i,1}),$$

$$q_{i,2} = g_{i,2}^* + t_{i,2}y_{i,2} - b_{i,1}(1 + r),$$

$$c_{i,2} = y_{i,2}(1 - t_{i,2} - t_2^C),$$

$$t_2^C \sum_i y_{i,2} = \sum_i g_{i,2}^*, \text{ and }$$

$$g_{i,2}^* = g_i(\mathbf{b}), \text{ for all } i.$$

 $u_i(\cdot)$ and $x_i(\cdot)$ are the sub-utilities for local public and private good consumption in the first period. They are also strictly concave such that: $u_{qq} < 0 < u_q$, $x_{cc} < 0 < x_c$. We follow Goodspeed (2002) and assume that the prefectural governments actually decide t_{i2} in period

We follow Goodspeed (2002) and assume that the prefectural governments actually decide t_{i2} in period 1 because the decision-making of the central government and prefectural governments in period 2 is a Nash game.

The first-order conditions are summarized as follows:

$$t_{i,1}: u'_{i,1} - x'_{i,1} = 0, (7a)$$

$$b_{i,1}: u'_{i,1} - (1+r)v'_{i,2} + v'_{i,2}\frac{\partial g_{i,2}}{\partial b_{i,1}} - \frac{z'_{i,2}y_{i,2}}{Y}\sum_{i}\frac{\partial g_{i,2}}{\partial b_{i,1}} = 0, \text{ and } (7b)$$

$$t_{i,2}: v'_{i,2} - z'_{i,2} = 0.$$
(7c)

Eq. 7b is derived from the following equilibrium budget equation:

$$Y\sum_{i}\frac{dt_{c}^{2}}{dg_{i,2}^{*}} = \sum_{i}\frac{\partial g_{i,2}}{\partial b_{i,1}} = \frac{\partial g_{i,2}}{\partial b_{i,1}} + \sum_{j\neq i}\frac{\partial g_{j,2}}{\partial b_{i,1}}$$
(8)

That is, we recognize that the increase in the central government's tax rate covers the changes in transfers not only to *i* but also to the other prefectural governments, according to the right-hand side of Eq. 8. Using Eq. 7c, Eq. 7b can be rewritten as the following optimization condition:

$$\frac{u'_{i,1}}{v'_{i,2}} = (1+r) - \left(1 - \frac{y_{i,2}}{Y}\right) \frac{\partial g_{i,2}}{\partial b_{i,1}} + \frac{y_{i,2}}{Y} \sum_{j \neq i} \frac{\partial g_{j,2}}{\partial b_{i,1}}.$$
(9)

3.4 Common Pool Behavior

The first term of Eq. 9, (1 + r), is the opportunity cost of the borrowing at the first-best rate. Because $y_{i,2}/Y < 1$ by definition, the sign of the second term on the right-hand side of Eq. 9 depends on the sign of $\partial g_{i,2}/\partial b_{i,1}$. The meaning of the third term on the right-hand side of Eq. 9 is complicated because the sign of $\partial g_{j,2}/\partial b_{i,1}$ for each *j* can be considered either positive or negative, as mentioned above. Furthermore, because the third term consists of increases and decreases in transfers to the prefectural governments other than *i*, the sign of the third term consequently depends on its composition. Therefore, we consider CPB by the four prefectures mentioned above. Recall that two of them (prefectures 1 and 2) are in the bad group, whereas the others (prefectures 3 and 4) are in the good group. We rewrite Eq. 9 as follows:

$$\frac{u'_{i,1}}{v'_{i,2}} = (1+r) - \left(1 - \frac{y_{i,2}}{Y}\right)\frac{\partial g_{i,2}}{\partial b_{i,1}} + \frac{y_{i,2}}{Y}\left(\sum_{h}\frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{i,1}} + \sum_{h}\frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{i,1}}\right)$$

where h = 1, 2 and l = 3, 4.

3.4.1 Common Pool Behavior by a Prefecture in the Bad Group

Suppose prefecture *i* is in the bad fiscal health group. As described above, the sign of $\partial g_{i,2}/\partial b_{i,1}$ may be positive under an egalitarian central government. Therefore, we recognize that the second term, with a negative sign, represents the inefficiency bias causing over-borrowing. This behavior is a typical CPB because the marginal cost is smaller than the marginal benefit of a transfer.

Then, we show that the sign of $\partial g_{h,2}/\partial b_{i,1}$ may be positive because of a positive fiscal externality caused by the equal treatment of prefectures in the same group, whereas the sign of $\partial g_{l,2}/\partial b_{i,1}$ is negative owing to fiscal egalitarianism. That is, the sign of the third term is ambiguous.

Therefore, at first, we suppose that the sign of the third term is negative. In that case, the third term implies a decrease in the burden of i's borrowing on i's residents and, in addition to the second term on the righthand side of Eq. 9, stimulates the CPB of the prefectural government. This result is obtained if where the proportion of prefectures that receive a negative fiscal externality is relatively high, that is, if most prefectures belong to the good fiscal health group, whereas i is part of the minority belonging to the bad fiscal health group.

Second, we suppose that the sign of the third term is positive. In that case, the third term implies an additional burden of *i*'s borrowing on *i*'s residents and reduces the amount of *i*'s borrowing to an inefficiently low level. This case arises if the majority of prefectural governments belongs to the bad group and receives a positive fiscal externality from an increase in *i*'s borrowing.

3.4.2 Common Pool Behavior by a Prefecture in the Good Group

In contrast, suppose prefecture *i* is in the good fiscal health group. As described above, $\partial g_{i,2}/\partial b_{i,1}$ may be zero if the central government is not to concerned about the utility reduction in the prefecture. Thus, the decision-making of a good-fiscal-health prefectural government regarding its borrowing does not depend on the degree of the discount on the burden of *i*'s borrowing on *i*'s residents.

However, the sign of $\partial g_{h,2}/\partial b_{i,1}$ may be positive because of a positive fiscal externality through the egalitarian transfer system, whereas the sign of $\partial g_{l,2}/\partial b_{i,1}$ is negative owing to the budget constraint of the transfer system. That is, the sign of the third term is also ambiguous. Thus, this scenario is the same as that described above, but it is more straightforward because the second term is zero. That is, over-borrowing will occur if the sign of the third term is negative, and vice versa.

Summarizing the above discussion, we propose empirical propositions. To verify the typical common pool behavior represented by the second term on the right-hand side in Eq. 9, we check the sign of the relation between the prefectural government's borrowing and the expectation regarding the central government's reaction in the empirical analysis in the next section. We deduce from the possibility of overborrowing bias that we will observe a positive sign. However, if we observe a negative sign for the relation between the prefectural government's borrowing and the expectation regarding transfers to other prefectural governments in the following empirical analysis, we consider that CPB is restrained by the prefectural government's awareness of the additional burden of borrowing as a Stackelberg leader.

4 Strategy for Empirical Analysis

4.1 Estimation Model

To empirically investigate the DC problem and CPB, we set up the following empirical model:

$$g_{i,t} = \alpha + \beta_1 b_{i,t-1} + \beta_2 b_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \text{ and}$$
(10)

$$b_{i,t} = \gamma + \delta_1 G_{i,t}^* + \delta_2 G_{i,t}^* + \mu_{i,t}, \tag{11}$$

where α , β_1 , β_2 , γ , δ_1 , and δ_2 are the estimated parameters and $\varepsilon_{i,t}$ and $\mu_{i,t}$ are the error terms.

To interpret the estimation results, we suppose four situations for the relationship between prefectures *i* and *j* with respect to fiscal health. In situation I, prefecture *i* belongs to the bad group, whereas prefecture *j* belongs to the good group: $i \in B, j \in G$. Situation II is the opposite case ($i \in G, j \in B$). In situation III, both prefectures are bad-fiscal-health prefectures ($i, j \in B$), and in situation IV, both belong to the good group ($i, j \in G$).

Eq. 10 represents the reaction function of the central government and corresponds to Eq. 3 in the theoretical model. The transfer to *i* in period *t* is influenced by *i*'s and *j*'s borrowing in period t - 1 if bailouts and the fiscal externality of the egalitarian transfer occur, which corresponds to Eq. 4a – 4c in the theoretical model. $b_{j,t-1}$ is the weighted average of borrowing by prefectural governments other than *i*, and we explain the construction of this variable in the next subsection. A significantly positive β_1 indicates a bailout, and insignificance indicates commitment. According to our theoretical model, the sign is predicted to be positive for the estimations of Situations I and III but insignificant for Situations II and IV. A significantly positive (negative) β_2 indicates a positive (negative) fiscal externality. According to the theoretical prediction, the sign of β_2 may be positive for Situations I and III but may be negative for Situations II and IV.

Eq. 11 is derived from Eq. 9 and illustrates the relation between the prefectural government's borrowing and the expectation of the transfers to *i* and *j* in next period, $G_{i,t}^*$ and $G_{j,t}^*$. Eq. 11 does not represent the reaction function of the prefectural government to the transfer. Instead, this equation represents the decisionmaking of the prefectural government regarding local bonds considering the reaction of the central government. Therefore, we should consider that $G_{i,t}^*$ and $G_{j,t}^*$ denote properties of the reaction function and that the resulting δ_1 and δ_2 must be interpreted relative to the resulting β_1 and β_2 .

Because various pairs are considered, we classify representative interpretations in Table 1. According to the theoretical model in the previous section, a positive sign of δ_1 accompanied by $\beta_1 > 0$ indicates the inefficiency bias of a bailout, which leads to over-borrowing, a typical CPB. We suppose that such a result will be obtained from the estimation models of Situations I and III. In contrast, if the signs of δ_1 and β_1 are insignificant, we can conclude that commitment by the central government restrains the CPB of the prefectural governments. This result is predicted to be obtained from the models of Situations II and IV.

The interpretation of the results for δ_2 is somewhat complicated. Suppose that $\beta_2 > 0$ is observed. This result indicates a positive fiscal externality from *j* to *i*, that is, the availability of Situations I and III. If Situation I is suitable for the result, a negative fiscal externality from *i* to *j* can be considered. That is, the prefectural government expects that $G_{j,t}^*$ is decreasing in $b_{i,t-1}$ and reduces the marginal cost of borrowing, and, thus, a larger $G_{j,t}^*$ has a stronger cost-reduction effect. Consequently, the prefectural government chooses to over-borrow. We assume that $\delta_2 > 0$ represents the above scenario. CPB is stimulated by the expected cost-reduction effect of the transfer system.

In contrast, if Situation III is appropriate, a positive fiscal externality from *i* to *j* can to be considered. In this situation, the prefectural government expects that $G_{j,t}^*$ is increasing in $b_{i,t-1}$ and increases the marginal cost of borrowing. As a result, $\delta_2 < 0$ is observed in this situation. Thus, CPB is restrained by the expected increasing effect of the transfer.

However, if $\beta_2 < 0$ is obtained from the estimation result on Eq. 10, a negative fiscal externality from

j to *i*, and, thus, a positive fiscal externality from *i* to *j* will be supposed based on Situation II of our theoretical model. Such a positive fiscal externality might increase the marginal cost of borrowing. The prefectural government expects that a larger amount of $G_{j,t}^*$ has a stronger cost-increasing effect and intends to reduce the amount of borrowing. In this scenario, $\delta_2 < 0$ is observed. That is, CPB is restrained by the expected increasing effect of the transfer.

Although Situation IV is an alternative theoretical interpretation for $\beta_2 < 0$, we observe a mutually negative fiscal externality between *i* and *j*. Thus, it is expected that $G_{j,t}^*$ is decreasing in $b_{i,t-1}$ and reduces the marginal cost of borrowing. As in Situation IV, we will observe $\delta_2 > 0$, which means CPB is stimulated by the expected cost reduction effect of the transfer system.

 Table 1 Theoretical interpretation of the relationship between parameters



Note: CPB denotes common pool behavior. FE denotes fiscal externality. The situation that corresponds to the theoretical model is in parentheses.

4.2 Estimation Strategy

4.2.1 Estimation Procedure

Following Miyazaki (2007), we consider that the LAT transfer to the prefectural government is influenced by the past LAT because the calculation of the standard fiscal demand depends on the previous formula. Therefore, we transform Eq. 10 into the following dynamic panel model with a two-way error component.

$$g_{i,t} = \alpha + \rho g_{i,t-1} + \beta_1 b_{i,t-1} + \beta_2 b_{j,t-1} + \phi_i + \tau_t + \epsilon_{i,t}.$$
 (12)

Then, we assume rational expectations for the transfers $G_{i,t}^*$ and $G_{j,t}^*$ in Eq. 11. The prefectural government expects the transfers based on the available information in period t - 1.

$$G_{i,t}^* = E(g_{i,t}|I_{t-1}) \text{ and } G_{j,t}^* = E(g_{j,t}|I_{t-1}).$$

In addition, the relation between the actual and the expected value is represented as

$$g_{i,t} = G_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t}, g_{j,t} = G_{j,t}^* + \varepsilon_{j,t}$$
, and

$$E(\varepsilon_{i,t}) = E(\varepsilon_{j,t}) = 0.$$

Substituting these expressions into Eq. 11, the borrowing equation of regional government i is represented as

$$b_{i,t} = \gamma + \delta_1 g_{i,t} + \delta_2 g_{j,t} - \delta_1 \varepsilon_{i,t} - \delta_2 \varepsilon_{j,t} + \mu_{i,t}.$$

Furthermore, we assume a two-way error component, such that

$$b_{i,t} = \gamma + \delta_1 g_{i,t} + \delta_2 g_{j,t} + \zeta Z_{i,t} + \phi_i + \tau_t + \psi_{i,t}.$$
 (13)

Because $\psi_{i,t}$ involves $\varepsilon_{i,t}$ and $\varepsilon_{j,t}$, $g_{i,t}$ and $g_{j,t}$ are correlated with $\psi_{i,t}$, and we cannot implement OLS with these variables. Thus, we employ the fitted value of $g_{i,t}$ derived from the estimation of Eq. 12.

We use the following procedure to estimate β_1 , β_2 , δ_1 , and δ_2 .

- First, we carry out a panel OLS regression of $b_{i,t}$ on regional characteristics $(Z_{i,t})$ and obtain the 1. fitted value $\hat{b}_{i,t}$ to avoid the endogeneity of $b_{i,t-1}$ in Eq. 12. That is, we assume that the central government anticipates a certain amount of local bond issuance based on the regional characteristics of the prefecture.
- Second, we produce $\hat{b}_{i,t}$ by calculating a weighted average of $\hat{b}_{i,t}$ using the group weight matrix, 2. which will be explained later.
- Third, we perform a Blundell-Bond-type system generalized method of moments (GMM) estimation 3.
- on Eq. 12 using lagged variables of $\hat{b}_{i,t}$ and $\hat{b}_{j,t}$. Fourth, we produce $\hat{g}_{j,t}$ by multiplying $\hat{g}_{i,t}$, which is the fitted value from the third stage of 4. estimation, by the weight matrix.
- 5. Finally, using $\hat{g}_{i,t}$ and $\hat{g}_{i,t}$, we carry out panel OLS regression on Eq. 13.

4.2.2 Group Weight Matrix

In empirical analysis, a reference prefectural government, that is, prefectural government j in the previous theoretical model must be assumed. Following Pettersson-Lidbom (2010) and Baskaran (2012), we construct group weight matrices that assume Situations I - III in our theoretical model using the index of financial capability (IFC), which is defined as the ratio of standard fiscal revenue to SFD.¹⁸ The IFC is used as an indicator for the fiscal health of a sub-national government in Japan.

At first, we classify the 47 prefectures into six groups according to their average IFC for 1985–2015, following the "Table of the fiscal index on prefectural government" by the Ministry of Internal Affairs and Communications (MIC).¹⁹ Table 2 summarizes the six groups.

¹⁸ See Sect. 2 for the definitions of SFD and standard fiscal revenue.

¹⁹ Although Tokyo has not received an LAT since the LAT system was established, the behavior of Tokyo may be influenced by fiscal externalities created by the LAT system. Therefore, we include Tokyo in the sample.

Table 2 Fiscal health groups by IFC

Group	IFC range	Group members
6	More than 1	Tokyo
5	0.7–1.0	Aichi, Kanagawa, Osaka, Saitama, Shizuoka
4	0.5–0.7	Chiba, Fukuoka, Gifu, Gunma, Hiroshima, Hyogo, Ibaragi, Kyoto, Mie, Miyagi, Shiga, Tochigi
3	0.4–0.5	Fukushima, Ishikawa, Kagawa, Nagano, Niigata, Okayama, Toyama, Yamaguchi
2	0.3–0.4	Ehime, Fukui, Hokkaido, Kumamoto, Nara, Oita, Saga, Wakayama, Yamagata, Yamanashi
1	Less than 0.3	Akita, Aomori, Iwate, Kagoshima, Kochi, Miyazaki, Nagasaki, Okinawa, Shimane, Tokushima, Tottori

Briefly, the members of Group 5 are located in metropolitan areas and have large populations and abundant tax sources. For instance, Kanagawa and Saitama border Tokyo. The members of Group 4 are located in suburbs of metropolitan areas or the centers of rural area. The members of Group 3-1 have poor tax sources with sparser populations and fewer firms, because they are in the more inconvenient countryside. The prefectures in the lower level groups receive more LAT transfers per capita.

Then, using the classification, we construct the following threes type of weight matrix. The first type is the higher group weight, defined as

$$\omega_j^H = \frac{1}{n_j^H}, j \in \text{higher group than } i's, \tag{13}$$

where n_j^H is the number of prefectures belonging to groups with higher IFCs than that of *i*'s group. This weight represents Situation I, in which $i \in B, j \in G$ in the theoretical model in the previous section, and implies that prefecture *i* is aware of prefectures in higher IFC groups. The higher group weight matrix $\mathbf{\Omega}^{H}$ includes the weight ω_j^H as its element. By definition, the sum of its row elements equals one. Using the matrix, *j*'s borrowing is defined as the weighted average of the borrowing of the prefectural governments in higher groups, that is, $\hat{b}_{i,t-i}^H = \mathbf{\Omega}^H \hat{b}_{i,t-1}$.

The second type is the lower group weight, defined as

$$\omega_j^L = \frac{1}{n_j^L}, j \in \text{lower group than } i's, \tag{14}$$

where n_j^L is the number of prefectures belonging to groups with lower IFCs than that of *i*'s group. This weight represents Situation II, in which $i \in G, j \in B$ in the theoretical model, and means that prefectural government *i* is conscious of prefectural governments in lower IFC groups. The lower group weight matrix Ω^L includes the weight ω_j^L as its element. Using this matrix, *j*'s borrowing is defined as the weighted average of the borrowing by the prefectural governments in lower groups, that is, $\hat{b}_{j,t-i}^L = \Omega^L \hat{b}_{i,t-1}$. We call the third type the same group weight and define it as

$$\omega_j^S = \frac{1}{n_i^S}, j \in \text{same group than } i's, \tag{15}$$

where n_j^S is the number of prefectures belonging to *i*'s group. This weight represents Situations III and IV, in which $i, j \in I$ in the theoretical model, and means that prefectural government *i* is conscious of the prefectural governments in the same group.²⁰ The same group weight matrix Ω^{S} includes the weight ω_{i}^{S} as its element. Using this matrix, of *j*'s borrowing is defined as the weighted average of the borrowing by

²⁰ Because we cannot distinguish Situation IV from III by the group weight, we distinguish between these situations from the estimation result.

the prefectural governments in lower groups, that is, $\hat{b}_{j,t-i}^S = \mathbf{\Omega}^S \hat{b}_{i,t-1}$. Using above-described group weight matrices, we also produce $\hat{g}_{j,t}$ for the panel OLS given by Eq. 13 by the same procedure: $\hat{g}_{j,t}^H = \mathbf{\Omega}^H \hat{g}_{i,t}, \hat{g}_{j,t}^L = \mathbf{\Omega}^L \hat{g}_{i,t}$ and $\hat{g}_{j,t}^S = \mathbf{\Omega}^S \hat{g}_{i,t}$.

4.3 Data Set

Table 3 provides descriptive statistics about the variables used in the estimation.²¹ We employ a sample of 47 prefectures from 1985-2015. Local bond revenue per capita ($BOND_{i,t}$) represents i's borrowing ($b_{i,1}$), and LAT transfer revenue per capita $(LAT_{i,t})$ represents the intergovernmental transfer $(g_{i,2})$ made by the central government in the theoretical model in Sect. 3. These endogenous variables represent decisionmaking by prefectural governments and the reaction of the central government in Eqs. 10 and 11. We confirm that $BOND_{i,t}$ and $LAT_{i,t}$ are stationary using the Levin, Lin, and Chu t-test; the Im, Pesaran, and Shin W-stat test; and the augmented Dickey-Fuller-Fisher chi-square test. We employ the standard fiscal revenue per capita ($SFR_{i,t}$) in the estimation of Eq. 12 to control for the effect of fluctuations in tax revenue on $LAT_{i,t}$.

Explanatory variables are used to control for three types of regional characteristics in the first regressions to obtain the fitted values of $BOND_{i,t}$. The total population ($POP_{i,t}$), area ($AREA_{i,t}$), ratio of people aged over 65 years to the total population $(OLD_{i,t})$, and the ratio of people aged under 15 years to the total population (YOUNG_{i,t}) represent demand for prefectural public services. The ratio of labor in secondary $(SECOND_{i,t})$ and tertiary $(THIRD_{i,t})$ industries to the total labor force and the unemployment rate $(UNEMP_{i,t})$ are variables capturing the economic features of a prefecture. The third type of regional characteristics reflect the financial conditions of prefectural governments. The ratio of self-generated funding sources to total revenue $(R_SELF_{i,t})$ represents the abundance of a prefectures revenue sources, particularly prefectural tax revenue. Another such variable is the ratio of specific grants, called national treasury disbursements,²² to total revenue ($R_GRANT_{i,t}$). Because public engineering work expenses are usually financed by special grants in addition to local bonds and other sources of revenue, a higher ratio of special grants is considered to cause less need for local bond revenue. To avoid endogeneity, we employ a moving average over the past three years for R_SELF_{i,t} and R_GRANT_{i,t}.²³

²¹ The definitions of variables are summarized in Table A1 in the Appendix.

²² This is a collective term for the national obligatory share, commissioning expenses, incentives for specific policies, or financial assistance disbursed from the central government to sub-national governments (MIC 2017).

²³ Therefore, the range of dates for these two variables is 1982 - 2015.

Table 3 Descriptive statistics

Name of variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Max	Min
BOND _{i,t}	1457	59.288	27.533	208.654	5.692
$LAT_{i,t}$	1457	99.819	58.225	293.466	0.000
$SFR_{i,t}$	1457	79.237	20.657	213.648	34.868
$POP_{i,t}$	1457	2.661	2.454	12.880	0.580
$AREA_{i,t}$	1457	7.827	11.578	83.520	1.861
$OLD_{i,t}$	1457	0.189	0.053	0.324	0.073
$YOUNG_{i,t}$	1457	0.160	0.028	0.272	0.106
SECOND _{i,t}	1457	0.290	0.061	0.440	0.138
THIRD _{i,t}	1457	0.613	0.062	0.774	0.450
$UNEMP_{i,t}$	1457	0.046	0.016	0.126	0.014
$R_SELF_{i,t}$	1457	0.431	0.129	0.897	0.211
R_GRANT _{i,t}	1457	0.192	0.057	0.413	0.053

5 Estimation Results

5.1 Main Result

5.1.1 Dynamic Commitment and Fiscal Externalities

We first implement OLS on the two-way error component model to obtain the fitted value of $BOND_{i,t}$. The results are summarized in Table A2 in the Appendix. Then, using the group weight matrix described in the previous section, we produce three types of variables representing *j*'s borrowing in Situations I–III in the theoretical model: $fBOND_{j,t-1}^{H}$, $fBOND_{j,t-1}^{L}$, and $fBOND_{j,t-1}^{S}$, respectively. We face some technical problems with dynamic panel data estimation with a relatively smaller number

We face some technical problems with dynamic panel data estimation with a relatively smaller number of cross-sections. The literature on the dynamic panel data model suggests a reliability check for a sample with a large cross-section and a short time series, such as N=100 and T=5, and shows that a two-step system GMM estimator is the most efficient among representative dynamic panel data model estimators (e.g., Blundell and Bond 1998; Windmeijer 2005). However, according to Soto (2009), two-step GMM is biased and results in a larger standard deviation to standard error ratio than one-step GMM does for a small cross-section sample, such as N=35 and T=12, even if homoscedastic standard errors are assumed. Furthermore, a long time series produces a substantial number of Arellano-Bond type instrument variables and hazards moment conditions with both one- and two-step estimators. Because our sample has N=47 and T=30, the problem pointed out by Soto (2009) may be more serious in our analysis than in his example.²⁴ Therefore, we employ one-step GMM with some additional restrictions on the formation of instrumental variables.

²⁴ In fact, the parameter of the lagged-dependent variable (ρ in Eq. 12) largely differs among the estimation models in our trial estimation with two-step GMM. Furthermore, ρ in the estimation of Model II is greater than one, whereas $lat_{i,t}$ can be confirmed as a stationary variable by unit root tests, as mentioned above.

First, to complement the weakness of one-step GMM, we add year dummies capturing fixed period effects to the equations in levels.²⁵ Second, we restrict the maximum lag of Arellano-Bond type instrumental variables for equations in first differences to be five to constrain the number of instrumental variables.

Table 4 summarizes the results of the estimation of Eq. 12. Models I – III in the table represent Situations I – III, respectively, in the theoretical model. We assume that all explanatory variables except the lagged-dependent variable are given for the central government and are therefore exogenous. Because we drop Tokyo, which does not take $fBOND_{j,t-1}^H$ and $fBOND_{j,t-1}^S$, from Model I and III, and we drop the 11 prefectures of IFC group 1, which do not take $fBOND_{j,t-1}^L$, from Model II, the number of observations differs among the estimation models.

The greatest difference between the estimation model and the theoretical model is that we view the relation between prefecture *i* and the other prefectures from the perspective of relative fiscal health. Thus, we expect that the sign of β_1 will not vary largely among the estimation models, which is contrary to our theoretical prediction. Therefore, we will take the sign of β_1 into account across the models when we evaluate which situation is appropriate for explaining the SBC phenomenon based on the estimation results.

We now discuss the results for β_1 . We observe a positive sign, which indicates a bailout in all of the models. Because, the SFD includes expenses for debt services as one of the elements of fiscal demand, as we described in Sect. 2.1, the LAT transfer automatically increases if a prefectural government borrows much more regardless of its fiscal health. However, it may be doubtful that the evidence indicates a DC problem because it seems that the central government initially has no option to discipline prefectures with worsening fiscal health.

We now discuss the results for β_2 in Eq. 12. We find a positive fiscal externality from prefecture *j* to prefecture *i* in Model I. However, the sign of β_2 is insignificant in Models II and III. Therefore, we suppose that fiscal egalitarianism, as described in the theoretical model for Situation I ($i \in B, j \in G$), may exist behind the LAT system.

	Model I: $i \in B, j \in G$	Model II: $i \in G, j \in B$	Model III: $i, j \in I$
Dep. LAI _{i,t}	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^H$	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^L$	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^S$
	0.723***	0.805***	0.727***
$LAI_{i,t-1}(p)$	(0.023)	(0.032)	(0.026)
f_{POND} (P)	0.614***	0.450***	0.722***
$\int DOND_{i,t-1} (p_1)$	(0.074)	(0.098)	(0.117)
$\hat{\mathbf{h}}_{\mathbf{k}}$ ($\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{k}}$)	0.262**	0.062	0.012
$D_{j,t-1}(p_2)$	(0.103)	(0.110)	(0.122)
SED	-0.571***	-0.398***	-0.522***
STR _{i,t}	(0.053)	(0.117)	(0.050)
Const	38.410***	28.721***	36.817***
Const	(2.970)	(5.403)	(3.025)
OBS.	1380	1080	1380
No. of Cross sections	46	36	46

Table 4 Estimation of dynamic commitment and fiscal externality (main estimation)

Note: Heteroskedasticity-robust standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Period fixed effect terms are excluded from the table to avoid complexity.

²⁵ As is standard, the lagged difference between the dependent variable and a constant are the only instrumental variables for equations in levels. It seems that the residuals, which are used in the variance-covariance matrix in the second step, are biased by heteroskedasticity across periods as the periods are long without fixed effect treatment.

5.1.2 Common Pool Behavior

Next, we study the borrowing decisions of the prefectural government. Using a fitted value of $LAT_{i,t}$ and the group weight matrix, we produce three types of $\hat{g}_{j,t}$. Because $\hat{g}_{i,t}$ and $\hat{g}_{j,t}$ are not correlated with the error term,²⁶ we can implement panel OLS for Eq. 13. Table 5 summarizes the results. Similar to the previous estimation, each of $fLAT_{j,t}^H$, $fLAT_{j,t}^L$, and $fLAT_{j,t}^S$ represents $\hat{g}_{j,t}$ in the estimations of Models I – III.

The results for δ_1 are remarkably contrary to the previous results for the DC problem. We do not observe that a bailout stimulates the CPB of prefectural governments. The reason the governments do not engage in CPB may be that they do not consider an increase in the LAT transfer to be a discretional bailout by the central government, as the LAT transfer automatically increases if the prefectural government borrows much more regardless of its fiscal health. That is, the prefectural governments may not treat the relation with the central government as a strategic game.

Moreover, the result for the effect of the fiscal externality on CPB (δ_2) is significant in Model I only. We obtained a positive sign for β_2 , which indicates a positive fiscal externality from *j* to *i*, in a previous estimation result. Thus, we assume a negative fiscal externality from *i* to *j*, as we described in Sect. 3. Because the negative fiscal externality reduces the marginal cost of borrowing, the prefectural government expects that the larger amount of transfers to other prefectures has a stronger cost-reducing effect. Consequently, the prefectural government increases its borrowing in advance. We suppose such a scenario underpins positive sign of δ_2 found for Model I, as shown in Table 5.

Although we assume a simultaneous change in the central tax burden with a change in the transfer in our theoretical model, an increase in the LAT transfer may cause an increase in central bonds in practice matter in Japan. Therefore, we should interpret the cost reduction effect as a restraint on the issuance of central bonds, that is, a latent or a subsequent burden on the central taxation.

Summarizing the estimation results for Eqs. 12 and 13, it is appropriate to explain the SBC problem in the LAT transfer system using Situation I of our theoretical model, in which prefectural governments with relatively worse fiscal health are supported by an egalitarian intergovernmental transfer system. Furthermore, this transfer system provides a fiscal externality from better-fiscal-health prefectures to worse-fiscal-health prefectures.

However, contrary to our theoretical prediction, we find that bailouts do not cause prefectural governments to engage in CPB. We observed CPB drives the cost reduction effect of the fiscal externality through the LAT transfer system. Therefore, our analysis provides a counter-finding to those in the previous literature regarding the SBC problem in the case of LAT transfers.

²⁶ As for the 11 prefectures of IFC group 1, we implement the estimation without $\hat{b}_{j,t-1}$ and derive the fitted value for the estimation of CPB.

Table 5 Estimation of common pool behavior

Dem BOND	Model I: $i \in B, j \in G$	Model II: $i \in G, j \in B$	Model III: $i, j \in I$
Dep. BOND _{i,t}	$\hat{g}_{j,t} = f L A T_{j,t}^H$	$\hat{g}_{j,t} = f L A T_{j,t}^L$	$\hat{g}_{j,t} = f L A T_{j,t}^S$
FLAT (S)	-0.080	0.018	-0.041
$\int LAT_{i,t} (0_1)$	(0.056)	(0.058)	(0.055)
$\hat{\sigma}$ (δ)	0.427***	-0.221	0.056
$g_{j,t}$ (0 ₂)	(0.106)	(0.201)	(0.067)
ΡΩΡ.	-12.204***	-19.418***	-18.858***
i or i,t	(2.795)	(2.636)	(3.245)
ΔΡΕΔ.	-0.104	-1.244	-0.014
<i>mum_{i,t}</i>	(1.021)	(1.087)	(1.090)
OLD.	2.911***	1.954***	3.333***
$OLD_{i,t}$	(0.365)	(0.645)	(0.420)
YOUNG.	1.289	-1.878	-0.054
i o o iva _{i,t}	(1.129)	(1.304)	(1.349)
SECOND	0.017	0.888**	0.411
BECOND _{I,t}	(0.429)	(0.376)	(0.389)
	-0.609*	-0.322	-0.275
TTTKD _{1,t}	(0.324)	(0.365)	(0.324)
IINFMP.	-6.244***	-6.211***	-7.346***
	(1.138)	(1.454)	(1.240)
R SFLF.	-0.355**	-0.706**	-0.507***
	(0.176)	(0.196)	(0.181)
R GRANT:	-0.160	-0.222	-0.384**
n_ditititi i,t	(0.178)	(0.162)	(0.193)
Const	87.827***	207.836***	114.603***
Gonst	(31.937)	(51.840)	(39.170)
Adi R ²	0.840	0.820	0.831
2 xuj. 1x	(10.774)	(10.038)	(11.113)
OBS.	1380	1080	1380
No. of cross sections	46	36	46

Note: Heteroskedasticity-robust standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Cross-section and period fixed effect terms are excluded from the table to avoid complexity.

5.2 Estimation Controlling for Structural Changes

To solidify our observation, we attempt to implement the estimation with dummy variables that capture the structural changes mentioned in Sect. 2.2. We check whether these structural changes affect the estimation

results, employing the following dummy variables. *dCM* takes a value of one starting in 1993 and zero otherwise to capture the first structural change, which is related to countercyclical measures. *dBEFM* indicates the ability to issue BEFMs and takes a value of one starting in 2001 and zero otherwise. Finally, *dSCH* is the dummy variable capturing the scheme change from permission to consultation and takes a value of one starting in 2006 and zero otherwise.

Table 6 shows the results of the estimation for the DC problem and fiscal externality. As with the results in Table 4, we observe bailouts in every model ($\beta_1 > 0$). The first structural change seems to decrease bailouts from the perspective of Model III. In addition, the structural change around BEFMs might also have a negative effect on bailouts. In contrast, the scheme change of local bonds issues seems to increase bailouts from the perspective of Model I. However, because the results on the cross terms are not stable throughout the models, we can only demonstrate the existence of bailouts by the central government.

However, some of the results for β_2 differ from the main results. At first, in Model I, we also find a positive fiscal externality from prefectures with better fiscal health to those with worse fiscal health and, furthermore, that the externality was reduced by the issue of BEFMs. As we described in Sect. 2.1, because BEFM issuances are intended as substitutes for extraordinary borrowing by the LAT special account of the central government to tighten the balance of the special account, such issuances are considered to restrain the positive fiscal externality by hardening the budget of the LAT transfer. However, we recognize in Model II that BEFM issuances cause a negative fiscal externality from prefectures with worse fiscal health to those with better fiscal health. That is, the issue of the BEFM strengthens the role of the LAT transfer as a redistribution device. We find a negative sign of β_2 in Model III. Although it is difficult to clarify the fiscal externality in Model III because of different directions among groups, the result might show that the negative fiscal externality among the members of the good-fiscal-health group.

Next, we turn to the estimation result on CPB summarized in Table 7. Interestingly, we find that prefectural governments essentially restrain their borrowing ($\delta_1 < 0$), corresponding to bailouts by the central government. Although this phenomenon is not predicted by our theoretical model, it might be considered that the prefectural government inherently disciplines itself regardless of bailouts. However, the introduction of BEFMs and, in particular, the implementation of countercyclical measures stimulated borrowing by prefectural governments. Prefectural governments may have been forced to behave as if they were seeking a benefit from a common pool by the measures of the central government. Therefore, the prefectural governments regained discipline because the scheme change gave it more discretion to issue local bonds.

Furthermore, we find the cost-reducing effect of a negative fiscal externality from prefectures with worse fiscal health to those with better fiscal health, as we found in Table 5. However, this effect seems to be weakened by structural changes in the implementation of countercyclical measures. However, because this change brings a large increase in the LAT transfer accompanied by an increase in specific grants, these increases in the transfer might decrease the negative fiscal externality directly rather than having a cost-reducing effect.

Contrary to the previous results, we did not observe the stimulating effect of bailouts through LAT transfers, as the estimation considers structural changes. Furthermore, it appears that prefectural governments inherently discipline themselves regardless of any bailout. This result implies that omitting the structural changes creates a type II error.

Don IAT	Model I: $i \in B, j \in G$	Model II: $i \in G, j \in B$	Model III: $i, j \in I$
Dep. $LAT_{i,t}$	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^H$	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^L$	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^S$
$f_{ROND}(R)$	0.609***	0.530***	0.945***
$\int BOND_{i,t-1} (p_1)$	(0.097)	(0.102)	(0.143)
fROND. * dCM	0.055	0.016	-0.123**
$J D O N D_{i,t-1} * u O N$	(0.055)	(0.059)	(0.062)
fROND. * dREEM	-0.039	-0.041	-0.094*
$\int DOND_{i,t-1} * uDEPM$	(0.039)	(0.063)	(0.050)
fROND. * dSCH	0.176**	0.026	0.092
$\int DOND_{i,t-1} * u SCH$	(0.068)	(0.070)	(0.061)
$\hat{\mathbf{b}}$ ($\boldsymbol{\beta}$)	0.966***	0.182	-0.275*
$D_{j,t-1}(p_2)$	(0.283)	(0.440)	(0.146)
ĥ. *dCM	-0.197	0.053	0.159*
$D_{j,t-1}$ * $u \in M$	(0.183)	(0.171)	(0.831)
ĥ. + dRFFM	-0.466***	-0.405**	-0.069
$D_{j,t-1} * uDETM$	(0.163)	(0.191)	(0.065)
ĥ. * dSCH	-0.040	0.254	0.135
$\nu_{j,t-1} + u_{j,t-1}$	(0.126)	(0.217)	(0.086)

Table 6 Estimation for DC and fiscal externality (including structural changes)

Note: Selected results. Heteroskedasticity-robust standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

	Model I: $i \in B, j \in G$ $\hat{g}_{j,t} = fLAT_{j,t}^H$	Model II: $i \in G, j \in B$	Model III:
Dep. BOND _{i,t}			$i,j \in I$
		$g_{j,t} = \int LAT_{j,t}$	$\hat{g}_{j,t} = fLAT^S_{j,t}$
$fI \Delta T_{i}$ (δ_{i})	-0.279***	-0.300****	-0.299***
$\int Lm_{l,t} (0_1)$	(0.065)	(0.100)	(0.077)
fl.AT:*dCM	0.221**	0.203***	0.207***
j Emili,t · aom	(0.075)	(0.077)	(0.063)
fIAT. * dREEM	0.136**	0.009	0.090^{*}
JEAT _{i,t} * uDEFM	(0.068)	(0.063)	(0.053)
fIAT. * dSCH	-0.157***	-0.019	-0.138***
j bili _{i,t} « uson	(0.037)	(0.059)	(0.031)
\hat{a} (δ_{r})	0.466***	0.180	0.124
91,t (°2)	(0.143)	(0.254)	(0.107)
â*dCM	-0.240**	-0.179	-0.099*
$g_{l,t}$ + a_{CH}	(0.112)	(0.132)	(0.054)
â∴ ∗ dBFFM	-0.146	0.082	-0.034
$g_{l,t}$ · $ab H H$	(0.104)	(0.135)	(0.044)
â. * dSCH	0.046	-0.174	-0.001
$g_{i,t} * usch$	(0.069)	(0.118)	(0.033)

Table 7 Estimation of common pool behavior (including structural changes)

Note: Selected results. Heterosedasticity-robust standard errors are in parentheses. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

6 Concluding Remarks

We discussed whether an SBC problem occurs in the intergovernmental transfer system of Japan, that is, the system of LAT transfers from the central government to prefectures and municipalities.

Although previous empirical analyses of the intergovernmental SBC in Japan has mainly used a stochastic frontier-based approach, it is argued that this analysis is misleading for capturing the SBC problem in the case of the LAT transfer owing to an incorrectly assumed distribution of the inefficiency term. However, it is common to confirm a reaction of supporting and supported governments using an approach to the causality of the SBC problem.

Thus, following Goodspeed (2002), we constructed a theoretical model to capture two phases of the SBC problem: the DC problem of the decision-making of the central government facing the failure of a subnational government and the CPB of a sub-national government that can avoid full payment for the marginal cost of a bailout. Based on this framework, we attempted to ascertain each of the DC problem and CPB to explore the SBC problem in the LAT transfer system.

We obtained the following results from the empirical analysis. First, bailouts through LAT transfers were found regardless of the fiscal health conditions of prefectural governments. Second, we found a positive fiscal externality from prefectures with better fiscal health to those with worse fiscal health. Third, we observed that CPB was caused not by bailouts but by the cost-reduction effect of the fiscal externality. Fourth the estimation controlling structural changes showed that a prefectural government inherently disciplines itself regardless of any bailout.

From the results, we find little evidence for the CPB of prefectural governments, whereas bailout by LAT

transfers clearly emerge. Therefore, we cannot find evidence supporting the SBC problem of the LAT transfer. Then, even if we do observe CPB, its source might be the fiscal externalities caused by the egalitarian structure of the LAT transfer system rather than bailouts by the central government. That is, a negative fiscal externality reduces the marginal cost of borrowing, which implies a latent or a subsequent burden on central taxation.

Our analysis could be further improved or extended by choosing alternative estimation methods and dependent variables. For instance, our results may depend on the definition of a prefecture j, that is, the group weight. Although we create the weight as a simple discrete value based on IFC groups, we could instead create continuous weights. We could also choose an alternative index to measure fiscal health. Finally, we may obtain different results if we employ statistics other than local bonds, such as expenses for non-granted public engineering work, for which a prefectural government may have a higher degree of discretion, as the dependent variable. These ideas are topics for our future analysis.

Acknowledgments The author wishs to thank the participants in the seminars of the Theory of Local Public Economics held at Aichi University, Kyoto Sangyo University for their valuable suggestions. This study is supported by a Grant-in-Aid for Scientific Research (KAKENHI, grant No.16K03722) from the Japan Society for the Promotion of Science.

Appendix

Reaction of the Transfer to a Change in Borrowing

Noting that $\partial t_2^C / \partial g_{i,2} = 1/Y$, the total differential with respect to $g_{i,2}$ and $b_{i,1}$ is derived as follows:

$$\frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{h,1}} = \frac{-1}{Z_h} \left(\frac{\partial w_h}{\partial b_{h,1}} v'_h - w_h v''_h (1+r) - \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{h,1}} \right), \tag{A1}$$

$$\frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{k,1}} = \frac{-1}{Z_h} \left(\frac{\partial w_h}{\partial b_{k,1}} v'_h - \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{k,1}} \right), \tag{A2}$$

$$\frac{\partial g_{h,2}}{\partial b_{l,1}} = \frac{-1}{Z_h} \left(\frac{\partial w_h}{\partial b_{l,1}} v'_h - \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{l,1}} \right),\tag{A3}$$

$$\frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{l,1}} = \frac{1}{Z_l} \left(w_l v''_l (1+r) + \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{l,1}} \right), \tag{A4}$$

$$\frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{m,1}} = \frac{1}{Z_l} \left(\frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{m,1}} \right), \text{ and}$$
(A5)

$$\frac{\partial g_{l,2}}{\partial b_{h,1}} = \frac{-1}{Z_l} \left(\frac{\partial w_l}{\partial b_{h,1}} v'_l - \frac{1}{Y} \frac{\partial X}{\partial b_{h,1}} \right), \tag{A6}$$

where $Z_h = w_h v''_h + \sum_i y_i^2 z''_i / Y < 0$ and $Z_l = w_l v''_l + \sum_i y_i^2 z''_i / Y < 0$. Using $\partial w_h / \partial b_{h,1} = \partial w_h / \partial b_{k,1}$ and the first-order condition, we can show that the sign of the term in parentheses on the right-hand side of Eq. A2 is positive, and, thus, we can derive Eq. 4b from Eq. A2. We can also derive Eq. 4c from Eq. A3 and Eq. 5c from Eq. A6 in the same manner as the derivation of Eq. 4b.

Appendix Tables for Empirical Results

Table A1 Definitions of variables

Variable	Definition	Source
BOND _{i,t}	Local bond revenue per capita: 1,000 yen	Annual Statistic of Local Public Finance
$LAT_{i,t}$	Local allocation tax transfer per capita: 1,000 yen	Annual Statistic of Local Public Finance
SFR _{i,t}	Standard fiscal revenue per capita: 1,000 yen	Annual Statistic of Local Public Finance
POP _{i,t}	Total population: 1,000 people	Population Census, Population from the Basic Resident Registration
AREA _{i,t}	Area: 1,000 km ²	Survey on Area of Prefectures and Municipalities
OLD _{i,t}	The ratio of people aged 65 years or over to the total population: %	l Population Census
<i>YOUNG_{i,t}</i>	The ratio of people aged 15 years or younger to the total population: %	l Population Census
SECOND _{i,t}	The ratio of labor in secondary industries to the total labor force: $\%$	r Population Census
THIRD _{i,t}	The ratio of labor in tertiary industries to the total labor force: $\%$	r Population Census
UNEMP _{i,t}	Unemployment rate: %	Population Census
R_SELF _{i,t}	The ratio of self-generated funding sources to total revenue: %	l Annual Statistic of Local Public Finance
R_GRANT _{i,t}	The ratio of specific grant revenue to total revenue: %	Annual Statistic of Local Public Finance

Variable	Coefficient	Std. error
POP _{i,t}	-16.901***	2.795
$AREA_{i,t}$	-0.050	1.061
$OLD_{i,t}$	3.196***	0.445
YOUNG _{i,t}	0.392	1.313
SECOND _{i,t}	0.565	0.388
THIRD _{i,t}	-0.039	0.322
UNEMP _{i,t}	-7.146***	1.178
$R_SELF_{i,t}$	-0.475***	0.177
$R_GRANT_{i,t}$	-0.404*	0.217
Const.	85.057**	41.601
$Adj.R^2$	0.848	11.060

Table A2 Results of the first estimation of BOND_{i,t}

Note: Heteroskedasticity-robust standard errors are employed. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Cross-section and period fixed effect terms are excluded from the table to avoid complexity.

References

Akai, N., Sato, M., & Yamashita, K. (2003). Reform of Intergovernmental Transfers in Japan, Yuhikaku. (In Japanese)

- Allers, M., & Merkus, E. (2013). Soft budget constraint but no moral hazard? The Dutch local government bailout puzzle. *Research Report of Research Institute SOM* 13014-EEF.
- Atkinson, A.B., & Stiglitz, J.E. (1980). Lectures on public economics. McGraw-Hill, Maidenhead.
- Baskaran, T. (2012). Soft budget constraints and strategic interactions in subnational borrowing: evidence from the German States, 1975-2005. *Journal of Urban Economics*, 71(1), 114–127.
- Baskaran, T. (2017). Local fiscal policy after a bailout: austerity or soft budget constraints? Economics of Governance, 18(3), 209-238.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Bordignon, M., & Turati, G. (2009). Bailing out expectations and public health expenditure. *Journal of Health Economics*, 28(2), 305–321.
- Cowell, F.A. (2000). Measurement of inequality. In A.B. Atkinson & F. Bourguignon (Eds.), *Handbook of income distribution* (pp. 87-166). Elsevier, Amsterdam.
- Dietrichson, J., & Ellegård, L.M. (2015). Assist or desist? Conditional bailouts and fiscal discipline in local governments. *European Journal of Political Economy*, 38, 153–168.
- Goodspeed, T. (2002). Bailouts in a federation. International Tax and Public Finance, 9(4), 409-421.
- Hayashi, M. (2002). Municipal characteristics and inefficiency: preliminary examination of stochastic frontier analysis. *Annals of the Institute of Industry and Economy*, 19, 15–21. (In Japanese)
Hayashi, M. (2006). Economic analysis of the local allocation tax transfer. *Journal of Economic Policy Studies*, 3, 6–24. (in Japanese) Irandoust, M. (2017). Government spending and revenues in Sweden 1722–2011: evidence from hidden cointegration. *Empirica*, 4. (published online).

- Josselin, J-M., Padovano, F., & Rocaboy, Y. (2013). Grant legislation vs. political factors as determinants of soft budget spending behaviors. Comparison between Italian and French regions. *The European Journal of Comparative Economics*, 10(3), 217–254.
- Kornai, J., Manski, E., & Roland, G. (2003). Understanding the soft budget constraint. *Journal of Economic Literature*, 41(4), 1095–1136.
- Ministry of Internal Affairs and Communications (MIC) (2017). White Paper on Local Public Finance.
- Miyazaki, T. (2004). Fiscal transfer, public investment and efficiency of regional economy. *Nihon Keizai Kenkyu*, 48, 1–18. (In Japanese)
- Miyazaki, T. (2007). Empirical analysis of the soft budget constraint on the Local Allocation Tax transfer: decision on a correction coefficient of ordinary expenses, *ESRI Discussion paper series* No.183. (In Japanese)
- Ogawa, H., & Tanahashi, K. (2008). Effect of new public management: Date envelopment analysis. *Government Auditing Review*, 15, 47–62.
- Otsuka, A., Goto, M., & Sueyoshi, T. (2014). Cost-efficiency of Japanese local governments: effects of decentralization and regional integration. *Regional Studies, Regional Science*, 1(1), 207–220.
- Padovano, F. (2014). Distribution of transfers and soft budget spending behaviors: evidence from Italian regions. *Public Choice*, 161(1-2), 11–29.
- Paleologou, S-M. (2013). Asymmetries in the revenue-expenditure nexus: a tale of three countries. Economic Modelling, 30, 52-60.
- Pettersson-Lidbom. P. (2010). Dynamic commitment and the soft budget constraint: an empirical test. American Economic Journal: Economic Policy, 2(3), 154–179.
- Soto, M.: (2009). System GMM estimation with a small sample. Barcelona Economics Working Paper Series No. 395.
- Tazika, E., & Miyazaki, T. (2006). Local Allocation Tax and municipal effort on financial improvement. COE/RES Discussion Paper Series No. 164. (In Japanese)
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.
- Yamashita, K., Akai, N., & Sato, M. (2002). An incentive effect included by the local allocation tax system: an analysis of soft budget constraint problem by a stochastic frontier cost function estimation, *Financial Review*, 61, 120–145. (In Japanese)



要約
 地方交付税についてソフトな予算制約問題をもたらす行動が見られるかどうかを 検証する。 Goodspeed (2002)をベースにした理論モデルによるDC問題とCPBの発生メカニズムを考察 Pettersson-Lindbom (2010), Bordignon and Turati (2009), 宮崎(2007)を折衷した実証モデルに よるDCとCPBの存在確認。
 ▶ 実証モデル □ 中央政府の反応関数(DC): g_{i,t} = α + β₁b_{i,t-1} + β₂b_{j,t-1} + ε_{i,t} □ 都道府県の地方債決定式(CPB): b_{i,t} = γ + δ₁G[*]_{i,t} + δ₂G[*]_{j,t} + μ_{i,t}
 ▶ 推定結果 □ Dynamic commitment (DC) : Bailoutは起こっている(β₁ > 0)。Fiscal externality は正(β₂ > 0)。 □ Common pool behavior (CPB): BailoutはCPBを助長していない(δ₁ ~ 0?)。 Fiscal externalityがCPBを助長している(δ₂ > 0)。
 ▶ お伺いしたい点 □ 理論モデルが現実の政策決定と整合的かどうか。 □ 実証分析手法の選択が適切かどうか。
kyoto sangyo university @ 東都產業大学

目次

- 1. Introduction
- Institutional description
 2.1 Local Allocation Tax (LAT) transfer calculation
 - 2.2 Local bond and discretion of prefectural government
- 3. Theoretical background
 - 3.1 Basic setup
 - **□** 3.2 The optimization problem of the central government
 - 3.3 The optimization problem of the prefectural government
- 4. Strategy of empirical analysis□ 4.1 Estimation model
 - 4.2 Estimation strategy
- 5. Estimation results
 - 5.1 Main result
 - 5.2 Estimation including structural changes
- 6. Concluding remarks

KYOTO SANGYO UNIVERSITY

1 Introduction SBCの基本構造(政府間財政移転の文脈) □ Central government:社会厚生上, 救済せざるを得なくなる: dynamic commitment problem □ Sub-national government: それを見越して怠慢行動(の末,実際に財政悪化) 「自分くらいはいいだろう」というCommon pool behaviorをする。 > 国内文献 □ SBCの結果に注目。「救済の結果,非効率が生じているはず」 □山下・赤井・佐藤(2002)をはじめ確率フロンティア分析が主流。 > 海外文献 中央政府からの救済についての期待形成を含めた地方政府の意思決定を分析 □ DID, VAR, 反応関数系などがあるが, 地方政府に焦点を当てたもの(しか見たことない) ▶ (おそらく)唯一の例外:DCに注目 ロ 宮崎(2007):過去の基準財政需要額と決算額の乖離が、補正係数の改正に影響。(個別費目 でチェック) 本章の問題意識 □ DC問題とCPBを両方チェックしないと、SBC問題の存在を確認したとは言えないのではないか。 ロ 構築する理論モデルとの整合性を考えて、地方交付税と地方債発行額との関係に着目。 KYOTO SANGYO UNIVERSITY (末彩彦棠大学

爾本都產業大學











3.2 The optimization problem of the central government
▶ 最適化条件
$w_1(\mathbf{b}_1)\frac{\partial v_1}{\partial q_{12}} = w_2(\mathbf{b}_1)\frac{\partial v_2}{\partial q_{22}} =, \dots, = w_m(\mathbf{b}_1)\frac{\partial v_m}{\partial q_{m2}} $ (2)
➤ Fiscal egalitarianismの仮定
$\square \text{ Situation I} (i \in B, j \in G) : \partial w_i / \partial b_{i1} > 0, \ \partial w_j / \partial b_{j1} = 0, \ \partial w_j / \partial b_{i1} < 0, \ \partial w_i / \partial b_{j1} \ge 0$
□ Situation II $(i \in G, j \in B)$: $\partial w_i / \partial b_{i1} = 0$, $\partial w_j / \partial b_{j1} > 0$, $\partial w_i / \partial b_{j1} < 0$, $\partial w_j / \partial b_{i1} \ge 0$
□ Situation III $(i, j \in I)$
$\checkmark i, j \in B : \partial w_i / \partial b_{i1} > 0, \ \partial w_j / \partial b_{j1} > 0 \text{ and } \partial w_i / \partial b_{j1} \ge 0, \ \partial w_j / \partial b_{i1} \ge 0$
$\checkmark i, j \in G : \partial w_i / \partial b_{i1} \ge 0, \ \partial w_j / \partial b_{j1} \ge 0 \text{ and } \partial w_i / \partial b_{j1} = 0, \ \partial w_j / \partial b_{i1} = 0$
> Dynamic commitment $g_{i2}^* = g_{i2}(\mathbf{b}_1)$ for all i (3)
\Box Situation I ($i \in B, j \in G$): $\partial g_{i2}/\partial b_{i1} > 0$ (bailout), $\partial g_{j2}/\partial b_{i1} < 0$ (negative fiscal externality)
$\partial g_{i2}/\partial b_{j1} > 0$ (positive fiscal externality)
□ Situation II ($i \in G, j \in B$): $\partial g_{i2}/\partial b_{i1} = 0$ (commitment), $\partial g_{j2}/\partial b_{i1} > 0$, $\partial g_{i2}/\partial b_{j1} < 0$
□ Situation III $(i, j \in I)$
$\checkmark i, j \in B$: $\partial g_{i2}/\partial b_{i1} > 0$ (bailout), $\partial g_{i2}/\partial b_{j1} > 0$ and $\partial g_{j2}/\partial b_{i1} > 0$ (mutually positive)
$\checkmark i, j \in G: \partial g_{i2}/\partial b_{i1} = 0$ (commitment), $\partial g_{i2}/\partial b_{j1} < 0$ and $\partial g_{j2}/\partial b_{i1} < 0$ (mutually negative)
KYOTO SANGYO UNIVERSITY @ 本於產業大学





> まと	めると,				
			<i>B</i> ₁	β	2
		+	Insignificant	+	-
		(Bailout)	(Commitment)	(Positive FE)	(Negative FE)
3	+	Stimulating CPB $(I, III[i, j \in B])$		前ステ	ライドでの例
01	Insignificant		Restraining CPB $(II, III[i, j \in G])$		lated
δ_2	+	Unr	elated	Stimulating CPB (I) Restraining CPB (III[$i, j \in B$])	Stimulating CPB (III[$i, j \in G$)] Restraining CPB (II)



4.2 Estimation	strat	egy C	ont'd	
▶ 財政力指数	友(30:	年平均)を	用いてグループ分け	
	Group	Range of IFC	Member of group	
	6	More than 1	Tokyo	
	5	0.7—1.0	Aichi, Kanagawa, Osaka, Saitama, Shizuoka	
	4	0.5—0.7	Chiba, Fukuoka, Gifu, Gunma, Hiroshima, Hyogo, Ibaragi, Kyoto, Mie, Miyagi, Shiga, Tochigi	
	3	0.4—0.5	Fukushima, Ishikawa, Kagawa, Nagano, Niigata, Okayama, Toyama, Yamaguchi	
	2	0.3—0.4	Ehime, Fukui, Hokkaido, Kumamoto, Nara, Oita, Saga, Wakayama, Yamagata, Yamanashi	
	1	Less than 0.3	Akita, Aomori, Iwate, Kagoshima, Kochi, Miyazaki, Nagasaki, Okinawa, Shimane, Tokushima, Tottori	
▶ 3つのグル	ープウ	ウェイト		
Higher gr	oup we	eight: $\omega_j^H =$	$=\frac{1}{n_j^H}, j \in higher group than i's$	
Lower group	oup we	ight: $\omega_j^L =$	$\frac{1}{n_j^L}, j \in lower group than i's$	
Same gro	up wei	ght: $\omega_j^S =$	$\frac{1}{n_j^S}$, $j \in same \ group \ with \ i$	
KYOTO SANGYO UNIVE	RSITY			@本都產業大學

▶ 使用データ	タ:1985年	~2015年	5の47都道	府県		
Name of variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Max	Min	-
$BOND_{i,t}$	1457	59.288	27.533	208.654	5.692	- 1人あたり地方債発行額
$LAT_{i,t}$	1457	99.819	58.225	293.466	0.000	1人あたり地方交付税
$SFR_{i,t}$	1457	79.237	20.657	213.648	34.868	1人あたり基準財政収入額
POP _{i,t}	1457	2.661	2.454	12.880	0.580	 人口
AREA _{i,t}	1457	7.827	11.578	83.520	1.861	面積
$OLD_{i,t}$	1457	0.189	0.053	0.324	0.073	高齢化率
YOUNG _{i,t}	1457	0.160	0.028	0.272	0.106	年少人口比率
$SECOND_{i,t}$	1457	0.290	0.061	0.440	0.138	第2次産業従業者比率
$THIRD_{i,t}$	1457	0.613	0.062	0.774	0.450	第3次産業従業者比率
$UNEMP_{i,t}$	1457	0.046	0.016	0.126	0.014	完全失業率
$R_SELF_{i,t}$	1457	0.431	0.129	0.897	0.211	自主財源比率(移動平均)
$R_GRANT_{i,t}$	1457	0.192	0.057	0.413	0.053	国庫支出金比率(移動平均)

5 Estimati	on results	5.1 Main resu	It		
> Dynami	c commitment				
		Model I	Model II	Model III	
	β_1	+++	+++	+++	
	β_2	++			
□ 基本 も増 〉 Commo	ー。 的に、自県より財政 える。交付税はEgali on Pool Behavior	カ指数が高いグル tarian transferだと言	ープの県が地方債績 える(理論モデルの	発行を増やすと自県 DSituation Iが当てに	もの交付税 はまる)。
		Model I	Model II	Model III	
	δ_1				
	δ_2	+++			
ロ 制度 ロ 負の	化されたBailoutだか 外部性(自県地方債	いら県は裁量的な増 む↑⇒他県交付税↓	加を期待していなし)によるcommon pe	ヽ。→ CPBを助長し pol効果がCPBを助け	ていない。 長。
> いわゆ	るSBC問題(baild	outによるCPBのE	助長)は起こって	いるとはいえない	,
KYOTO SANGYO U	NIVERSITY			E	副末都產業大学

2 Estimation including structural chang	ges			
Dynamic commitment		Model I	Model II	Model III
 基本結果と同様にしてBailoutとpositive externalityを確認。 	β_1	+++	+++	+++
 臨財債の発行は、財政力低い県への positive externalityを弱めた(数値として 	dCM			
は+)。 ← 特会借入を無くして野放図 なbailoutを抑制(?)	dBEFM			-
□ また,財政力高い県へのnegative externalityを引き起こした。 ← 地域間 の再分配機能が強まった(2)	dSCH	++		
	β_2	+++		-
 ✓ <i>dCM</i>: 景気対策財源化タミー(1993年以降に1) ✓ <i>dBEFM</i>: 臨財債発行ダミー(2001年以降に1) ✓ <i>dSCH</i>: 協議制移行ダミー(2006年以降に1) 	dCM			+
	dBEFM			
	dSCH			
OTO SANGYO UNIVERSITY				京都產業人

5.2 Estimation including structural chang	ges Cont	ťd			
 Common Pool behavior Bailoutに対して、本来的には地方債発行 		Model I	Model II	Model III	
	δ_1				
□ 京気対策射源10にようで(強制的に)増 発させられた。臨財債のタイミングでも+ → 国の政策によってCPB的な行動をと	dCM	++	+++	+++	
らされた(?) ロ協議制の移行で抑制が強まっている。	dBEFM	++		+	
	dSCH				
ロ 先と同様, fiscal externalityのcommon pool効果は有り	δ_2	+++			
□しかしそれは景気対策財源化で弱まる (理由は考え中)	dCM			-	
	dBEFM				
	dSCH				
KYOTO SANGYO UNIVERSITY) 東都産業大	掌

6 Concluding remarks
> Dynamic commitment (DC) : Bailoutは起こっている(β ₁ > 0) 財政力が高い県から低い県への Fiscal externality (β ₂ > 0)
Common pool behavior (CPB): BailoutはCPBを助長していない($\delta_1 \sim 0$?)。 Fiscal externalityのcommon pool 効果が CPBを助長している($\delta_2 > 0$)
 > つまり □日本の地方交付税制度で見られるSBCは外部性によるもの。 □自県地方債个 ⇒ 他県交付税↓ つまり, common pool効果による潜在的な 国税負担(地方債発行の限界費用)の減少を期待したCPB。 □構造変化を考慮すれば,都道府県はむしろ自制的とも見える。
▶ 本章の課題 ログループウェイトの作り方 ロ地方債発行額ではなく単独事業費の方が良かった?(理論モデルと不整合だが,より裁量的)
KYOTO SANGYO UNIVERSITY @本部在案大学





Table 6.4 Estimation on dynamic commitment and fiscal externality (main estimation)

	Model I	Model II	Model III
Dep. $LAT_{i,t}$	$i \in B, j \in G$	$i \in G, j \in B$	$i, j \in I$
	$\hat{b}_{i,t-1} = fBOND_{i,t-1}^{H}$	$\hat{b}_{i,t-1} = fBOND_{i,t-1}^{L}$	$\hat{b}_{l,t-1} = fBOND_{l,t-1}^{S}$
I AT. (A)	0.723***	0.805^{***}	0.727***
(d) $1-t^{i}$	(0.023)	(0.032)	(0.026)
FROND. (R)	0.614^{***}	0.450^{***}	0.722***
	(0.074)	(0.098)	(0.117)
Ê. (R)	0.262^{**}	0.062	0.012
$\nu_{j,t-1}$ (ν_2)	(0.103)	(0.110)	(0.122)
CFD.	-0.571***	-0.398***	-0.522***
t'ur re	(0.053)	(0.117)	(0.050)
Const	38.410^{***}	28.721***	36.817***
16100	(2.970)	(5.403)	(3.025)
OBS.	1380	1080	1380
No. of Cross section	46	36	46
Note: Heteroskedasticity	-robust standard errors i	in parentheses. *** p<0.0)1, ** p<0.05, * p<0.1.

Period fixed effect terms are excluded from the table in order to avoid complicatedness.

Dep. $BOND_{l,t}$	с I 		
	$i \in B, j \in G$	$i \in G, j \in B$	$i, j \in I$
	$\hat{g}_{i,t} = fLAT_{i,t}^{H}$	$\hat{g}_{i,t} = fLAT_{i,t}^L$	$\hat{g}_{i,t} = fLAT_{i}$
$fIAT$. (S_{i})	-0.080	0.018	-0.041
	(0.056)	(0.058)	(0.055)
(3) 8	0.427***	-0.221	0.056
$y_{j,t}$ (02)	(0.106)	(0.201)	(0.067)
POP	-12.204***	-19.418***	-18.858***
1'1	(2.795)	(2.636)	(3.245)
AREA	-0.104	-1.244	-0.014
7'1	(1.021)	(1.087)	(1.090)
OLD: -	2.911***	1.954^{***}	3.333***
1'1	(0.365)	(0.645)	(0.420)
NOING.	1.289	-1.878	-0.054
1,00000	(1.129)	(1.304)	(1.349)
SECOND.	0.017	0.888**	0.411
1'1-1100000	(0.429)	(0.376)	(0.389)
THIRD	-0.609*	-0.322	-0.275
1'1 ~~~~ ·	(0.324)	(0.365)	(0.324)
UNEMP.	-6.244***	-6.211***	-7.346***
1'1	(1.138)	(1.454)	(1.240)
R CFLF.	-0.355**	-0.706**	-0.507***
זיו וחדר_יו	(0.176)	(0.196)	(0.181)
R GRANT:	-0.160	-0.222	-0.384**
1'1	(0.178)	(0.162)	(0.193)
Const	87.827***	207.836***	114.603***
20100	(31.937)	(51.840)	(39.170)
Adi R ²	0.840	0.820	0.831
vi (hv	(10.774)	(10.038)	(11.113)
OBS.	1380	1080	1380
No. of Cross section	46	36	46

Table 6.6 Estimation on DC and fiscal externality (including structural changes)

	Model I	Model II	Model III
Dep. $LAT_{i,t}$	$i \in B, j \in G$	$i \in G, j \in B$	$i, j \in I$
	$\hat{b}_{j,t-1} = fBOND_{j,t-1}^{H}$	$\hat{b}_{i,t-1} = fBOND_{i,t-1}^{L}$	$\hat{b}_{i,t-1} = fBOND_{i,t-1}^{S}$
FROND. (R)	0.609***	0.530^{***}	0.945***
Judit-1 (P1)	(0.097)	(0.102)	(0.143)
FROWD. * dCM	0.055	0.016	-0.123**
	(0.055)	(0.059)	(0.062)
$fBOND_{l,t-1}$	-0.039	-0.041	-0.094*
* dBEFM	(0.039)	(0.063)	(0.050)
FROND. + ASCH	0.176^{**}	0.026	0.092
incent -1 -1 month	(0.068)	(0.070)	(0.061)
f. (R)	0.966***	0.182	-0.275*
$\nu_{j,t-1}$ (μ_2)	(0.283)	(0.440)	(0.146)
ĥ. ÷ dCM	-0.197	0.053	0.159^{*}
Uj,t-1 * UUM	(0.183)	(0.171)	(0.831)
ĥ. * dRFFM	-0.466***	-0.405**	-0.069
E ITAM . I-1'la	(0.163)	(0.191)	(0.065)
нJSP * У	-0.040	0.254	0.135
1),t-1	(0.126)	(0.217)	(0.086)
Note: Selected results. F	Heteroskedasticity-robust	standard errors in paren	theses. *** p<0.01. **

p<0.05, * p<0.1.

Table 6.7 Estimation on common pool behavior (including structural change)

	Model I	Model II	Model III
Dep. $BOND_{i,t}$	$i \in B, j \in G$	$i \in G, j \in B$	$i, j \in I$
	$\hat{g}_{j,t} = fLAT_{j,t}^H$	$\hat{g}_{j,t} = fLAT_{j,t}^L$	$\hat{g}_{i,t} = fLAT_{i,t}^{S}$
(3) LV 13	***672.0-	-0.300***	-0.299***
) LAI (,t (01)	(0.065)	(0.100)	(0.077)
L AT * JCM	0.221^{**}	0.203^{***}	0.207***
Junit * dum	(0.075)	(0.077)	(0.063)
fI AT. & ARFEM	0.136^{**}	0.009	0.090^{*}
m raam i'r war l	(0.068)	(0.063)	(0.053)
ד אררע בער ד	-0.157***	-0.019	-0.138***
ј ымі _{і,t} * изсп	(0.037)	(0.059)	(0.031)
Â. (S.)	0.466***	0.180	0.124
<i>Bi</i> ,t (02)	(0.143)	(0.254)	(0.107)
WJ + JCM	-0.240**	-0.179	-0.099*
Bit man	(0.112)	(0.132)	(0.054)
â * dRFFM	-0.146	0.082	-0.034
81'L	(0.104)	(0.135)	(0.044)
11JJ 7 * &	0.046	-0.174	-0.001
$y_{i,t} * u_{3} c_{H}$	(0.069)	(0.118)	(0.033)
Note: Selected results. He	steroskedasticity-robust	standard errors in parent	heses. *** p<0.01. **

p<0.05, * p<0.1.

Do municipal mergers internalise spatial spillover effects?

Empirical evidence from Japanese municipalities^{*}

Hitoshi Saito^a Haruaki Hirota^b Hideo Yunoue^c Miki Miyaki^d

Keywords: spatial spillover effect, internalisation, municipal merger, public library service, spatial econometrics, free-riding behaviour

Subject classification codes: H70, H77, H75

^{*} The authors thank Nobuo Akai, Mitsunari Ishida, Hiroyuki Hashimoto, Takeshi Miyazaki, Daiki Kishishita, Tatsuyoshi Okimoto, Takashi Kuramoto, Shigemichi Kanasaka, Shin Saito, Janne Tukiainen, Katsuyoshi Nakazawa, Isao Horiba, ,Mutsumi Matsumoto,Hikaru Ogawa, Julie Berry Cullen, and Jenny Corbett for their useful comments and suggestions. In addition, the authors thank the participants at the 73rd annual conference of the International Institute of Public Finance (IIPF 2017) and the Australia–Japan Research Centre (AJRC) seminar for several useful comments. This work was supported by the Japan Society for the Promotion of Science under Grant-in-Aid for Scientific Research (B) (No. 15H03361), Grant-in-Aid for Young Scientists (B) (No. 26780181, No.17K13752), and Grant-in-Aid for Challenging Exploratory Research (No.16K13371).

^a Hitoshi Saito, Assistant Professor, Faculty of Economics, Kobe International University; 9-1-6 Koyo-

cho Naka, Higashinada-ku,Kobe, Hyogo, 658-0032, Japan. E-mail: saito.hitosi@gmail.com

^b Haruaki Hirota, Professor, Faculty of Economics, Musashi University; 1-26-1 Toyotama-kami, Nerima-

ku, Tokyo, 176-8534, Japan. E-mail:hirota@cc.musashi.ac.jp

^c Hideo Yunoue, Associate Professor, School of Economics, University of Hyogo; 8-2-1 Gakuen-nishi,

Kobe, Hyogo, 651-2197, Japan. E-mail:yunoue@econ.u-hyogo.ac.jp

^d Miki Miyaki, Assistant Professor, Faculty of Economics Chuo University; 742-1 Higashi Nakano,

Hachioji, Tokyo, 192-0393, JAPAN. E-mail: miyaki@tamacc.chuo-u.ac.jp

1. Introduction

The spatial spillover effect¹ occurs if the benefit of a local public service spreads not only across its own administrative district but also to neighbouring ones. In this situation, when a municipality makes a policy decision about how much to supply a local public service in a decentralised system, a separate local government might 'freeride' on the policies undertaken by other local governments.

Several previous studies, such as those from Sweden, the United States, Spain, and Japan, have confirmed that local governments do free-ride on other local governments (e.g. Case, Rosen, and Hines 1993; Figlio, Kolpin, and Reid 1999; Hanes 2002; Finney and Yoon 2003; Baicker 2005; Lundberg 2006; Solé-Ollé 2006; Akai and Suhara 2013).² These studies have found significant free-riding behaviour in terms of public facilities and related costs.³ Particularly in Japan, the boundaries of administrative districts have been determined based on traditional or historical factors. Furthermore, in such countries as Japan, there is a high likelihood that for a municipality supplying numerous public goods, the areas of benefit differ according to

¹ Solé-Ollé (2006) indicated two types of spatial spillover effects: benefit spillovers and crowding spillovers. The former refers to the provision of public services that transcend areas of jurisdiction, such as radio or television broadcasting. In the latter type, such facilities as art museums and parks become crowded owing to commuter traffic and visitors who live in neighbouring regions.

² Nonetheless, there are differences in the results, even for the same cultural services. Lundberg (2006) detected free-riding behaviour; others, such as Murdoch, Rahmatian, and Thayer (1993), and Werck, Heyndels, and Geys (2008), found positive spatial correlations in expenditure competition.

³ This behaviour occurs for libraries (Finney and Yoon 2003), recreation and cultural services (Lundberg, 2006), and cultural expenditure (Akai and Suhara 2013). These are examples of Solé-Ollé's (2006) crowding spillovers, or from the simultaneous occurrence of both crowding and benefit spillovers.

the type of goods, leading to spillovers and free-riding by other local governments. In this study, we consider whether changes in jurisdictional areas reduce or remove this free-riding behaviour.

Municipal mergers are a type of change in jurisdictional area. From 1999, Japan conducted nationwide municipal mergers to establish an administrative foundation for core local governments, which were expected to shoulder responsibilities resulting from the regional devolution of power. In the decade between 31 March 1999 and 31 March 2010 when the mergers were largely completed, the number of municipalities decreased by around half, from 3,232 to 1,727.⁴ About 80% of these mergers occurred in 2004 and 2005 (215 and 325 mergers, respectively). The concentration of municipal mergers within this period was due to better financial support measures in the Special Municipal Mergers Law, whereby acquisitions could occur only if the mergers occurred before 31 March 2006.

Many studies have investigated the effect of municipal mergers on financial affairs. First, researchers have examined the effect of a decrease in annual expenditure following municipal mergers using data from Israel, Sweden, Japan, and Germany (e.g.; Miyazaki 2006; Reingewertz 2012; Hirota and Yunoue 2013; Hanes 2015; Blesse and Baskaran 2016; Miyazaki 2017b). These studies differ in terms of the forms of the mergers and affected expenditure items, but there are many indications of possible decreases in expenditure due to municipal mergers.⁵ In addition, Miyazaki (2006) and Hirota and Yunoue (2013) demonstrated the possibility that expenditure temporarily increases in the initial stage of a merger.

⁴ In Japan, the fiscal year begins on 1 April and ends on 31 March.

⁵ However, some studies have found that spending increases after mergers of municipalities (e.g., Moisio and Uusitalo 2013) and thus, the evidence appears inconclusive.

Other studies have examined consensus forming among merging municipalities (e.g. Nishikawa 2002; Hirota 2007; Kawaura 2010; Miyashita 2011; Hyytinen, Saarimaa, and Tukiainen 2014; Miyazaki 2014; Nakazawa and Miyashita 2014; Saarimaa and Tukiainen 2014; Miyazaki 2017a),⁶ many of which confirm that the smaller the municipality's surface area is, the more likely it is to choose to undergo mergers. Furthermore, Miyazaki (2014, 2017a) confirmed there is greater likelihood of agreement for municipal mergers in regions with larger spatial spillover effects.

In addition, numerous studies in Sweden, the United States, Spain, and Japan have featured investigations into free-riding behaviour among municipalities before and after mergers (e.g. Hinnerich 2009; Jordahl and Liang 2010; Hansen 2014; Saarimaa and Tukiainen 2015; Nakazawa 2016; Hirota and Yunoue 2017). The results showed that smaller-scale municipalities tended to issue municipal bonds and free-ride on merged municipalities.

Thus, existing research into free-riding behaviour among merged municipalities before and after mergers has found a decreasing effect of expenditure post-merger and consensus forming among merged municipalities. However, there are no studies on the effect of municipal mergers on free-riding behaviour among municipalities. Nonetheless, Solé-Ollé (2006) indicated the potential for the undersupply of a service when positive spatial spillover effect occurs. A possible solution is to internalise the positive spatial spillover effect and thus, to remove or decrease the undersupply by changing jurisdictions through municipal mergers.⁷

⁶ In addition, Gordon and Knight (2009) analysed the reorganisation of school districts in Iowa.

⁷ The creation of a higher level of government, such as subsidies from a higher government, as in Dahlby (1996), or strengthened cooperation amongst communities, as in Haughwout (1999), might be a way to internalise externalities.

Hirota and Yunoue (2013) and Miyazaki (2006) suggested that expenditure might temporarily increase in the initial stages of a merger, which could indicate a temporary increase in costs in order to alleviate undersupply. In particular, Miyazaki (2006) showed a rise in construction costs. This could be due to previous spatial spillover effects and undersupply of public facilities before the municipal merger, which decreased following the merger, causing construction costs to rise to mitigate the undersupply.

This study focuses on public library services,⁸ which are supplied mainly by a municipality and which residents of other municipalities may also use.⁹

Figure 1 shows the number of municipal mergers and the changes in the rate of increase of public libraries in Japan between 1999 and 2011. The figure shows that many new public libraries were built in 2004 and 2005, when many municipal mergers took place. If there were no spatial spillover effects in library services, and municipal mergers occurred in pursuit of economies of scale, then the number of public libraries would likely have fallen. However, the number of public libraries actually increased. This could be attributed to municipal mergers internalising (or lessening) spatial spillover effects and an increase in the supply of library services, which were previously undersupplied.

[Insert Figure 1 here]

⁸ Here, 'library' refers to the services defined in Japan's Library Act.

⁹ There is much research concerning public libraries, including cost-efficiency analysis (e.g. Vitaliano 1997; Hammond 2002), production function estimation (e.g. Ross 1977), and economies-of-scale analysis (e.g. DeBoer 1992).

Table 1 shows changes in the number of municipalities and the number of registered users by region. When externalities are internalised by municipal merger, the supply of library services that had been undersupplied could increase toward socially optimal quantities. For example, in Hokkaido, municipal mergers did not occur much between 1999 and 2005, and the number of library registrants did not increase substantially. However, in Kyushu, many municipal mergers occurred, and the number of library registrants increased substantially. When municipal mergers were more frequent, the internalisation of externalities occurred, and it is possible that the number of registered users increased.

[Insert Table 1 here]

The contribution of this study is its evaluation of the effect of municipal mergers from the internalisation of externalities using data before and after mergers. Many previous studies on municipal mergers have focused on whether expenditure reduced due to municipal mergers. In addition, in research on free-riding behaviour among municipalities, many previous studies so far have focused only on verification of whether free-riding behaviour occurs. There are few studies focusing on the relationship between municipal mergers and spillover between municipalities. Miyazaki (2014, 2017a) showed that public service spillover effects influence consensus forming among merging municipalities. However, this finding merely revealed that spillover influenced consensus formation of municipal mergers and did not clarify whether there was a change in free-riding behaviour between municipalities after municipal mergers.

This study first examines whether free-riding behaviour in public library services existed among neighbouring municipalities prior to many municipal mergers. If

we want to observe free-riding behaviour, we should use data after 2005, when many municipal mergers occurred, in order to examine whether there were subsequent changes in free-riding behaviour. Comparing the changes in municipalities' behaviour in these two periods, this study investigates the effects of municipal mergers on spatial spillover effects.

In addition, this study focuses on the Kyushu region, which is geographically independent (i.e. independent from the Japanese mainland), and shows trends similar to the Japanese national average in terms of municipal mergers in these periods (excluding Okinawa, which is also geographically independent).¹⁰

The rest of the paper proceeds as follows. Section 2 provides the methodology and model specification, Section 3 presents the data sources and features, while Section 4 discusses the results of the analysis. Section 5 presents the conclusion.

2. Methodology and Model Specification

This study adopts methods for spatial econometrics to detect free-riding behaviour in public library services among municipalities in Japan. This study focuses on municipalities' decision making and therefore, uses aggregated data per municipality in the analysis. This analysis uses four approaches. First, we apply an ordinary least squares (OLS) model to examine whether the number of external library users affects the total number of library users. Second, we investigate the potential spillover effect

¹⁰ Between 1999 and 2005, the number of municipalities across Japan dropped by 43.7%. The number of smaller municipalities alone ($ch\bar{o}$, son) dropped to 59.3%. In the same period, in the Kyushu region, there was a 47% and 60.7% drop in the total number of municipalities and the number of smaller municipalities only, respectively. Therefore, we could consider that municipal mergers in Kyushu reflect tendencies comparatively similar to the Japanese national average.

among municipalities regarding public library services by applying a maximum likelihood estimation of the spatial autoregressive model (SAR), taking the number of external library users as an independent variable. Although the number of external library users could have no effect, there could be a correlation with error terms, such as similarities of regional characteristics with other (external) areas. To account for this possibility, we apply a maximum likelihood estimation of the spatial error model (SEM) as the third approach. Finally, we apply a maximum likelihood estimation of the generalised spatial autoregressive model with a correlated error term (SAC), which uses the number of external library users as an independent variable and considers the possibility of correlation with error terms, such as regional similarities.

$$Y = \alpha I_N + X\beta + \varepsilon \tag{OLS}$$

$$Y = \rho W Y + \alpha I_N + X \beta + \varepsilon \tag{SAR}$$

$$Y = \alpha I_N + X\beta + u$$
; $u = \lambda W u + \varepsilon$ (SEM)

$$Y = \rho WY + \alpha I_N + X\beta + u; u = \lambda Wu + \varepsilon$$
(SAC)

where *Y* is an N × 1 vector consisting of one observation on the dependent variable for every unit in the sample (i = 1,..., N). *X* is an N × K matrix of exogenous explanatory variables. I_N is an N × 1 vector of ones associated with the constant term parameter α . *W* is an N × N matrix, usually referred to as a spatial weights matrix. β , ρ , and λ are parameters to estimate and ε is a random error term. ρ shows the endogenous interaction effects, where the decision of a spatial unit to behave depends on the decision taken by other spatial units. *Wu* represents the interaction effects among the disturbance term of the different units. λ shows the correlated effects, where similar unobserved environmental characteristics result in similar behaviour.

When $\rho=0$ in the SAC model, we obtain the SEM model. When $\lambda=0$ in the SAC model, we obtain the SAR model, and when both $\rho=0$ and $\lambda=0$ in the SAC model, we obtain the OLS model. Thus, these models share a nested relationship, enabling us to select the most explanatory model by examining each with a likelihood-ratio test.

Furthermore, when calculating these models, we must assume the extent of the affected area (W in the previous formulas). When a spatial spillover effect exists and external users (i.e. residents of other areas) use public library services, distance is an important factor. Thus, we define W as follows:

$$W_{i,j} = rac{rac{1}{d_{i,j}}}{\sum_{j} rac{1}{d_{i,j}}}$$
 , $i \neq j$, $W_{i,i} = 0$,

where $d_{i,j}$ is the distance between the local government offices of municipality_i and municipality_j. In other words, we consider that the shorter the distance from the local government offices is, the stronger is the influence, and we apply the weighting accordingly.

We use the number of registered users as a dependent variable (*Y*) for several reasons. First, Solé-Ollé (2006) indicated that crowding spillovers might occur in public facilities, such as libraries, where both local and neighbouring (external) residents use the service. Under these circumstances, when any municipality similarly reduces public library services, the municipality might decide to lower the level of its own library service and to free-ride on the library services of other areas. In this case, the number of local public library users would decrease, and the number of public library users from other areas would increase. Meanwhile, if there were no spatial spillover effect and no

free-riding behaviour between municipalities, there would be no effect on the number of local public library users relative to the number of external public library users.

Second, the function of public libraries has changed since the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology announced a guideline for public libraries in 2000 (Desirable Standards for the Establishment and Operation of Public Libraries: Report). The guideline stipulated that public libraries should aim to provide multiple functions: public libraries should provide not only book-lending services but also a lifetime-learning system and a network system constructed with neighbouring public libraries, among other components. In particular, even if users were not residents of a municipality, they could use most neighbouring library services if they were to register.

Moreover, many municipalities have built multipurpose public facilities, including public libraries, over the years. In terms of new public management, some public libraries cooperate with the private sector to provide many location services, such as theatres, galleries, museums, restaurants, and cafés.

Therefore, we believe that it is difficult to evaluate public library services by the number of borrowed books or the number of books in stock, which have been used in previous studies on public libraries. However, in Japan, users must register to use public libraries. Thus, the number of registered users is a useful indicator of the number of users.

Two factors are available as independent variables: variables relating to public libraries and variables relating to municipalities. For the public library variables, we have 'total floor area', 'number of employees', 'number of books in stock', 'number of public libraries', 'consignment dummy', and 'number of employees × consignment

-53-

dummy'. In addition, we use 'population' and 'area' as the municipality variables. The following Section 3 provides detailed definitions of the variables and their sources.

3. Data and Variables

The main subjects of observation in this study are the effects for 2004 and 2005, when many municipal mergers took place. Here, we took 2001 as the year for the pre-merger analysis, and 2008 as the year for the post-merger analysis. Nationally, large-scale mega-mergers began in Japan in 1999 in Sasayama City and by March 2002, the total number of municipalities had decreased by 14. However, in the Kyushu region, which is the focus of analysis in this study, there were no municipal mergers until March 2002. Thus, we considered that no effect arose from municipal mergers in 2001.

We chose 2008 as the year for the post-merger analysis owing to the possibility that the effects might not materialise immediately after a merger and the implementation of the Greater Independence Settlement Area Concept (GISAC) across Japan in 2009. In particular, the GISAC involves mutual cooperation between core cities with populations of more than 50,000 and their surrounding municipalities. Analysing the effects in the year after this initiative was first implemented would risk the possibility of observing cooperative behaviour as free-riding behaviour; and thus, we chose to analyse data from 2008, the year before GISAC was implemented.

Data on Japanese public libraries were obtained from Nihon No Toshokan [Japan's Libraries] and the Ministry of Internal Affairs and Communications Kōkyō Shisetsu Jōkyō Chōsa [Survey of the State of Public Facilities]. We obtained data on the number of registered users, total floor area, number of books in stock, and number of public libraries from Nihon No Toshokan. We obtained consignment fee data from Kōkyō Shisetsu Jōkyō Chōsa. First, as users must register to use a public library, we employed the total number of registered users as 'number of registered users'. We used 'total floor area' as a variable to indicate the size of the library facilities. We used 'number of employees' as a variable to show the number of employees working at the libraries, calculated as the sum of specialist staff, emergency staff, and temporary staff. We used 'number of libraries' as a variable to show the number of public libraries' capital. We used 'number of libraries' as a variable to show the number of public libraries within an area. Considering that the number of public libraries might not be linear, we employed both the number of public libraries and its squared value. 11

A designated administrator system was established in 2003, which allowed public libraries to outsource or contract administrative management to private firms. 12 To account for the effect of this action, we used the variables 'consignment dummy' and 'number of employees × consignment dummy'. The 'consignment dummy' equals 1 for municipalities that have at least one temporary employee and pay consignment fees, and 0 otherwise. The 'number of employees × consignment dummy' variable was calculated as the 'number of employees' multiplied by the 'consignment dummy'.

We used a municipality's 'population' and 'area' as factors affecting the municipality's environment. The populations and areas for each municipality were obtained from Chihō Zaisei Tōkei Nenpō [Annual Statistics on Local Public Finance].

¹¹ In addition, we conduct estimations without the squared value of the number of public libraries, which returned almost similar results.

¹² Traditionally, Japanese public facilities were managed and operated mainly by local governments. However, with the introduction of the designated administrator system, the private sector (NPO, corporations, or other companies) can manage and operate public libraries, if permitted by the municipality.

Tables 2 and 3 summarise the pre-merger statistics for 2001 and post-merger statistics for 2008, respectively.

[Insert Table 2 here] [Insert Table 3 here]

4. Estimation Results

Table 4 reports the results of the analysis using the 2001 data. The results of the model selection show that the SAC model is the most appropriate.

[Insert Table 4 here]

The estimation results for the SAC model in Table 4 show significant positive values for variables related to library facilities; that is, total floor area, number of employees, and number of books in stock. This shows that municipalities with better-equipped library facilities have a higher number of registered users. Meanwhile, the 'number of employees × consignment dummy' has significantly negative results. For number of public libraries, both the simple and squared variables have significantly negative results. We obtained no significant results for the consignment dummy. Before the designated administrator system was introduced in 2003, the scope of consignment to the private sector was limited, and thus, it is possible that the number of registered users did not increase even if private consignment was undertaken.

Municipal population has significant positive results, showing a higher number of registered users for a larger population. In addition, we note significantly negative results for municipality area. Because we assume the area provided when

-56-

counting the number of public libraries is a substitute variable for the distance from a library within a municipality, this result shows that the more distant a library is, the fewer are the number of users registered with it.

The endogenous interaction effect (*rho*) of the number of external public library users shows significantly negative results, while the correlated effect (*lambda*) from external areas shows significantly positive results. The endogenous interaction effects indicate the possibility of spatial spillover effects in public library services; that is, if a local area improves its library services, then the number of registered users increases due to an influx of external users. However, this also leads to a reduction in the number of registered users, because the number of external users drops. In other words, these results suggest free-riding in public library services in external areas. The correlated effects show that significantly positive results for the correlated effect (*lambda*) could be because education and income levels might be similar among an area and its neighbouring areas, and thus, these regions might share similar book-reading and library-using habits.

Next, Table 5 reports the results of the analysis using the 2008 data. The model selection indicates that the SAC model is the best, as with the 2001 data.

[Insert Table 5 here]

The estimation results for the SAC model in Table 5 show significantly positive values for variables related to library facilities, that is, number of employees and number of books in stock. This result shows that municipalities with betterequipped library facilities have a higher number of registered users. However, total floor space becomes insignificant. The variables 'number of employees × consignment dummy' and the squared value of number of public libraries show significantly negative results. The consignment dummy has a significantly positive value, meaning that municipalities with public libraries that introduced consignment have a higher number of registered users. The estimation results for the municipality variables of area and population are similar to those obtained for the 2001 data.

Furthermore, both the endogenous interaction effect (*rho*) of the external registrants and the correlated effect from external areas (*lambda*) have the same signs as in the 2001 estimation results. However, comparing the estimation values for the endogenous interaction effect (*rho*) and correlated effect (*lambda*) between the 2001 and 2008 data, shows that because the 2001 *rho* value is -0.816 and that for 2008 is -0.297, the endogenous interaction effect decreased in absolute terms. In addition, the *lambda* values of 0.961 for 2001 and 0.894 for 2008 show a decrease, but not to the extent of the endogenous interaction effect (*rho*). Accordingly, the fact that *rho* reduced in absolute terms suggests that the scale of post-merger free-riding is less than before the municipal mergers.

Next, the consignment dummy is not significant for 2001 and has positive significance for 2008, possibly because the effects of consignment became detectable in 2008, as introducing a designated administrator system made it easier for public facilities to begin private consignment, and private firms could handle more consignment-related work.

5. Conclusion

Most studies on municipal mergers have focused on cost reduction effects, merger consensus forming, and free-riding behaviour between merged municipalities. Other researchers have investigated spatial spillover effects in the context of free-riding

-58-

behaviour between local governments. There are a few studies focusing on the relationship between municipal mergers and spillover between municipalities. However, these studies' finding merely revealed that spillover influenced consensus formation of municipal mergers and did not clarify whether there was a change in free-riding behaviour between municipalities after municipal mergers. The contribution of this study is its evaluation of the effect of municipal mergers from the internalisation of externalities using data before and after mergers.

Many municipal mergers took place in Japan from 1999, and particularly in 2004 and 2005. Changes in jurisdictional areas accompanied municipal mergers. This study examined potential free-riding behaviour between neighbouring municipalities in public library services managed and operated mainly by municipalities in the Kyushu region of Japan using data from 2001, before the mergers, and from 2008, after the mergers. Comparing the changes in municipalities' behaviour in these two periods, this study investigates the effects of municipal mergers on spatial spillover effects.

Free-riding behaviour could emerge between municipalities the spatial spillover effect occurs. Meanwhile, if there are changes in jurisdictional areas due to municipal mergers, spatial spillover effects could be internalised and free-riding behaviour could disappear or decrease. This study contributes to the literature by verifying this point.

In Japan, many new public libraries were built in 2004 and 2005, when many municipal mergers took place. This could be attributed to municipal mergers internalising (or lessening) spatial spillover effects and an increase in the supply of library services, which were previously undersupplied.

The results of the analysis showed free-riding behaviour between neighbouring municipalities in the pre-merger period (2001). Similarly, free-riding behaviour between neighbouring municipalities existed in the post-merger period (2008), but at a smaller

-59-

scale. This suggests that municipal mergers could have partially internalised the spatial spillover effect and could have partially lessened free-riding behaviour. As a result, due to the merger of municipalities, it is possible that the undersupply of local public goods with spatial spillover effect is eliminated, which could help achieve the socially optimal supply.

The results further suggest that while private consignments did not result in user increases in library services in 2001, following the introduction of the designated administrator system in 2003, it became easier to implement private consignments, potentially resulting in an increase in the number of users.

References

- Akai, N., and M. Suhara. 2013. "Strategic Interaction among Local Governments in Japan: An Application to Cultural Expenditure." *Japanese Economic Review* 64 (2): 232–247.
- Baicker, K. 2005. "The Spillover Effects of State Spending." Journal of Public Economics 89 (2): 529–544.
- Blesse, S., and T. Baskaran. 2016. "Do Municipal Mergers Reduce Costs? Evidence from a German Federal State." *Regional Science and Urban Economics* 59: 54– 74.
- Case, A. C., H. S. Rosen, and J. R. Hines. 1993. "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States." *Journal of Public Economics* 52 (3): 285–307.
- Dahlby, B. 1996. "Fiscal Externalities and the Design of Intergovernmental Grants." *International Tax and Public Finance* 3 (3): 397–412.
- DeBoer, L. 1992. "Economies of Scale and Input Substitution in Public Libraries." *Journal of Urban Economics* 32 (2): 257–268.
- Figlio, D. N., V. W. Kolpin, and W. E. Reid. 1999. "Do States Play Welfare Games?" *Journal of Urban Economics* 46 (3): 437–454.

- Finney, M. M., and M. J. Yoon. 2003. "Asymmetric Interdependence in the Provision of a Local Public Good: An Empirical Examination." *Public Finance Review* 31 (6): 648–668.
- Gordon, N., and B. Knight. 2009. "A Spatial Merger Estimator with an Application to School District Consolidation." *Journal of Public Economics* 93 (5): 752–765.
- Hammond, C. J. 2002. "Efficiency in the Provision of Public Services: A Data Envelopment Analysis of UK Public Library Systems." *Applied Economics* 34 (5): 649–657.
- Hanes, N. 2002. "Spatial Spillover Effects in the Swedish Local Rescue Services." *Regional Studies* 36 (5): 531–539.
- Hanes, N. 2015. "Amalgamation Impacts on Local Public Expenditures in Sweden." *Local Government Studies* 41 (1): 63–77.
- Hansen, S. W. 2014. "Common Pool Size and Project Size: An Empirical Test on Expenditures Using Danish Municipal Mergers." *Public Choice* 159 (1–2): 3–21.
- Haughwout, A. F. 1999. "Regional Fiscal Cooperation in Metropolitan Areas: An Exploration." *Journal of Policy Analysis and Management* 18 (4): 579–600.
- Hinnerich, B. T. 2009. "Do Merging Local Governments Free Ride on Their Counterparts when Facing Boundary Reform?" *Journal of Public Economics* 93 (5): 721–728.
- Hirota, H. 2007. "Verification of Municipal Incorporation with Discrete Choice Model." *Planning Administration* 30(4): 75–81 [in Japanese].
- Hirota, H., and H. Yunoue. 2013. "Municipal Mergers and Local Government Expenditure in Japan: Panel Analysis of Scale Effect and Secular Change." *Studies in Regional Science* 43 (3): 325–340 [in Japanese].
- Hirota, H., and H. Yunoue. 2017. "Evaluation of the Fiscal Effect on Municipal Mergers: Quasi-experimental Evidence from Japanese Municipal Data." *Regional Science and Urban Economics* 66: 132–149.
- Hyytinen, A., T. Saarimaa, and J. Tukiainen. 2014. "Electoral Vulnerability and Size of Local Governments: Evidence from Voting on Municipal Mergers." *Journal of Public Economics* 120: 193–204.
- Jordahl, H., and C. Y. Liang. 2010. "Merged Municipalities, Higher Debt: On Freeriding and the Common Pool Problem in Politics." *Public Choice* 143 (1–2): 157–172.

- Kawaura, A. 2010. "Self-serving Mayors and Local Government Consolidations in Japan." University of Hawaii Department of Economics Working Paper.
- Lundberg, J. 2006. "Spatial Interaction Model of Spillovers from Locally Provided Public Services." *Regional Studies* 40 (6): 631–644.
- Miyashita, T. 2011. "Reasons for Municipalities Not to Agree to a Merger Plan." *Public Choice Review* 57: 4–20 [in Japanese].
- Miyazaki, T. 2006. "Effect of Municipal Merger on Expenditure Reduction—Detection by Merger Trend Variable." *Policy Making in the Era of Low Birth-Rate Populations (ZaiseiKenkyu)* 2, 145–160 [in Japanese].
- Miyazaki, T. 2014. "Municipal Consolidation and Local Government Behavior:
 Evidence from Japanese Voting Data on Merger Referenda." *Economics of Governance* 15 (4): 387–410.
- Miyazaki, T. 2017a. "Internalization of Externalities and Local Government Consolidation: Empirical Evidence from Japan." *Empirical Economics* forthcoming. https://doi.org/10.1007/s00181-017-1242-5
- Miyazaki, T. 2017b. "Examining the Relationship between Municipal Consolidation and Cost Reduction: An Instrumental Variable Approach." *Applied Economics* 50(10): 1108-1121,(forthcoming.) https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1352077
- Moisio, A., and R. Uusitalo. 2013. "The Impact of Municipal Mergers on Local Public Expenditures in Finland." *Public Finance and Management* 13 (3): 148-166.
- Murdoch, J. C., M. Rahmatian, and M. A. Thayer. 1993. "A Spatially Autoregressive Median Voter Model of Recreation Expenditures." *Public Finance Review* 21 (3): 334–350.
- Nakazawa, K. 2016. "Amalgamation, Free-rider Behavior, and Regulation." *International Tax and Public Finance* 23 (5): 812–833.
- Nakazawa, K., and T. Miyashita. 2014. "Municipality Amalgamation in Japan: An Examination Using Event History Analysis." *Economics Bulletin* 34 (2): 627– 633.
- Nishikawa, M. 2002. "Policy Evaluation of Mergers of Municipalities." *Nihon Keizai Kenkyu* 46: 61–79 [in Japanese].
- Reingewertz, Y. 2012. "Do Municipal Amalgamations Work? Evidence from Municipalities in Israel." *Journal of Urban Economics* 72 (2): 240–251.

- Ross, M. H. 1977. "Accountability, Productivity and the Impending Crisis in the Public Library." *The Journal of Economics* 3: 165–168.
- Saarimaa, T., and J. Tukiainen. 2014. "I Don't Care to Belong to Any Club that Will Have me as a Member: Empirical Analysis of Municipal Mergers." *Political Science Research and Methods* 2 (1): 97–117.
- Saarimaa, T., and J. Tukiainen. 2015. "Common Pool Problems in Voluntary Municipal Mergers." *European Journal of Political Economy* 38: 140–152.
- Solé-Ollé, A. 2006. "Expenditure Spillovers and Fiscal Interactions: Empirical Evidence from Local Governments in Spain." *Journal of Urban Economics* 59 (1): 32–53.
- Vitaliano, D. F. 1997. "X-inefficiency in the Public Sector: The Case of Libraries." *Public Finance Review* 25 (6): 629–643.
- Werck, K., B. Heyndels, and B. Geys. 2008. "The Impact of 'Central Places' on Spatial Spending Patterns: Evidence from Flemish Local Government Cultural Expenditures." *Journal of Cultural Economics* 32 (1): 35–58.

Table 1: Changes in the number of municipalities and the number of registered users by region

	Change rate of number of Change rate of number of				
	municipalities (1999–	registered users (2001–2008)			
	2005)				
Hokkaido region	-15.09	24.39			
Tohoku region	-42.00	30.92			
South Kanto region	-19.28	12.82			
North Kanto and Koshin	-41.75	23.57			
region					
Hokuriku region	-61.43	23.66			
Tokai region	-46.36	19.31			
Kinki region	-36.50	16.93			
Chugoku region	-64.15	54.20			
Shikoku region	-55.56	33.69			
Kyushu region	-47.02	52.70			
Total	-43.66	23.38			
Kyushu region (except	-49.52	50.75			
Okinawa)					
Correlation coefficient	-().5475			

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Number of registered users	513	6715.766	26549.67	0	428224
Total floor area	513	587.01	1717.803	0	27988.4
Number of employees	513	3.635185	10.14674	0	143.7
Number of employees × Consignment dummy	513	2.24961	5.687954	0	59.6
Number of books in stock	513	42430.62	117805.1	0	1499940
Number of public libraries	513	0.471735	0.995929	0	17
Population	513	26134.9	88388.38	414	1302454
Consignment dummy	513	0.241715	0.428541	0	1
Area	513	81.52988	75.29211	1.31	536.2

 Table 2: Descriptive Statistics (FY2001)
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Number of registered users	247	21026.3	54045.65	0	646225
Total floor area	247	1498.46	2719.281	0	28633.4
Number of employees	247	10.37186	19.55929	0	210.2
Number of employees × Consignment dummy	247	4.058704	13.27807	0	146
Number of books in stock	247	121069.2	208669 7	0	1815332
	217	121009.2	200009.1	0	1010002
Number of public libraries	247	1.295547	1.895035	0	18
Population	247	53794.25	130932.5	368	1384820
Consignment dummy	247	0.198381	0.39959	0	1
Area	247	170.8089	174.1061	5.68	903.51

 Table 3: Descriptive Statistics (FY2008)

Variables	OLS	SAR	SEM	SAC
	2.711***	2.676***	2.710***	2.301***
Total floor area	(0.499)	(0.496)	(0.495)	(0.484)
Number of such as a	543.9***	558.1***	544.3***	828.9***
Number of employees	(138.6)	(138.6)	(137.6)	(141.7)
Number of employees	-146.6	-148.2*	-146.6	-232.6***
× Commission dummy	(90.17)	(89.27)	(89.28)	(87.45)
Number of books in	0.120***	0.120***	0.120***	0.107***
stock	(0.01000)	(0.00990)	(0.00994)	(0.00977)
Number of public	-4,570***	-4,623***	-4,566***	-4,655***
libraries	(808.8)	(804.0)	(806.8)	(779.5)
Squared of number of	-402.4***	-401.1***	-402.6***	-406.0***
public libraries	(46.53)	(46.09)	(46.28)	(44.73)
Develotion	0.110***	0.110***	0.110***	0.106***
Population	(0.00898)	(0.00890)	(0.00892)	(0.00868)
Consignment dummy	-1,108	-1,045	-1,107	-265.1
Consignment duminy	(1,040)	(1,033)	(1,030)	(1,005)
Area	-4.930	-5.634	-4.967	-11.53***
Alta	(3.781)	(3.872)	(3.839)	(4.119)
Constant	-1,158***	-675.0	-1,157***	-317.5
Constant	(415.2)	(797.5)	(414.7)	(8,532)
Dha		-0.0602		-0.816***
KIIO		(0.0851)		(0.134)
lambda			0.0124	0.961***
ianioua			(0.277)	(0.0392)
Observations	513	513	513	513

Table 4: Estimation Results (FY2001)

Log likelihood	-5164	-5164	-5164	-5153
lrtest(rho=0)				22.61***
lrtest(lamdba=0)				22.11***
chi2_lr(VS OLS)		0.5	0.002	22.61***

Note: Standard errors are shown in parentheses. ***, **, and * denote p-values at the

significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively.

Variables	OLS	SAR	SEM	SAC
Total floor area	0.398	0.539	0.637	0.504
Total noor area	(1.027)	(1.008)	(1.001)	(0.990)
Number of employees	312.8	269.0	237.5	341.5*
rumber of employees	(192.7)	(190.8)	(191.1)	(196.5)
Number of employees	-991.7***	-986.2***	-989.2***	-987.1***
× Commission dummy	(116.2)	(113.5)	(111.8)	(110.1)
Number of books in	0.0557***	0.0547***	0.0554***	0.0514***
stock	(0.0171)	(0.0167)	(0.0165)	(0.0164)
Number of public	-285.5	-174.0	81.74	-25.91
libraries	(1,117)	(1,093)	(1,091)	(1,075)
Squared of number of	-322.7***	-325.4***	-332.6***	-323.8***
public libraries	(83.78)	(81.78)	(80.92)	(79.89)
Population	0.357***	0.360***	0.361***	0.352***
ropulation	(0.0183)	(0.0181)	(0.0179)	(0.0182)
Consignment dummy	11,253***	10,967***	10,910***	11,031***
Consignment dummy	(2,685)	(2,629)	(2,597)	(2,560)
Area	-11.43**	-10.22**	-11.08**	-12.11**
Aica	(4.803)	(4.772)	(4.855)	(4.882)
Constant	-2,929***	-6,090**	-3,356	987.1
Constant	(1,119)	(2,574)	(2,185)	(7,126)
Pho		0.137		-0.297**
KIIO		(0.101)		(0.145)
lambda			0.654***	0.894***
lamoda			(0.233)	(0.106)
Observations	247	247	247	247

Table 5: Estimation Results (FY2008)

-2644	-2643	-2641	-2639
			3.54*
			7.27***
	1.828	5.558*	9.099***
	-2644	-2644 -2643 1.828	-2644 -2643 -2641 1.828 5.558*

Note: Standard errors are shown in parentheses. ***, **, and * denote p-values at the

significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively.



Figure 1: Trends in the number of public libraries (vs. the previous year) and municipal mergers



Summary

- The objective; examine the effects of municipal mergers on spatial spillover effects.
- Method: Spatial Econometrics(SAR ,SEM and SAC)
- Data: Aggregated data per municipality in Kyushu (九州) excluding Okinawa in2001(pre-merged year) and 2008(post-merged year)
- Comparing the changes in municipalities' behavior in these two periods, this study examines the effects of municipal mergers on spatial spillover effects.

Summary

- Result:
 - Revealed that there is spatial spillover effect both in 2001 and 2008
 - Impact of spatial spillover effect in 2008 (after) is smaller than in 2001 (before)
 - Spatial spillover effect has been internalized through municipal mergers

Motivation

- Spatial spillover effect
 - When benefit of local public service spreads not only across own their administrative districts but also into other neighboring ones, spatial spillover effects occur
- In Japan, the boundaries of administrative districts have been determined based on traditional or historical reasons
- Furthermore, such as japan, there is a high likelihood that for a municipality supplying numerous public, the areas of benefit differ according to the type of goods, leading to occurred spatial spillover effects

Motivation(Cont.)

- A free rider problem among municipalities might be caused, recognizing the existence of a spatial spillover effect
- Some papers found that free rider problems in some countries, such as Sweden, U. S., Spain and Japan etc.
- How can we solve free rider problems of local public services among municipalities?

→ Can municipal mergers internalize spatial spillover effect?

Motivation(Cont.)

• Municipal mergers intended to achieve the fiscal reconstruction and the decentralization in Japan

• The number of municipalities dropped by 43.7% between FY1999 to FY2010

	FY1999	FY2005	FY2010
Cities	670	777	786
Towns	1,994	846	757
Villages	568	198	184
Total	3,232	1,821	1,727

• Note: About 80% of these mergers occurred in 2004 and 2005.

Motivation(Cont.) Many papers showed that municipal mergers affected the local public finance Conomics of Scale (Cost reduction) Miyazaki (2006) Reingewertz (2012) Hirota and Yunoue (2013) Hanes (2015) Blesse and Baskaran (2016) Miyazaki (2017b) What kind of municipality chose to merge? Nishikawa (2002) Hirota (2007) Kawaura (2010) Miyashita (2011) Hyytinen, Saarimaa, and Tukiainen (2014) Miyazaki (2014) Nakazawa and Miyashita (2014) Saarimaa and Tukiainen (2014) Miyazaki (2017a). The free-riding behavior among merged municipalities before and after mergers Hinnerich (2009) Jordahl and Liang (2010) Hansen (2014) Saarimaa and Tukiainen (2016) Hirota and Yunoue (2017).

Motivation(Cont.)

- There are no studies on the effect of municipal mergers on free-riding behavior among municipalities
- If spatial spillover effect occurs, the local public service is likely to be under-supplies
- One possible solution is that this spatial spillover effect may be internalized, and undersupply remove (or decrease), by changing administrative districts through municipal mergers

Motivation(Cont.)

- According to Miyazaki(2006) and Hirota and Yunoue(2013), merged municipalities temporarily increased their total expenditure just after mergers
- In particular, Miyazaki(2006) showed that construction cost for public investment increased just after mergers
- Our paper focus on public library service in Japan

Ex) Finnery and Yoon(2003) They investigated the free riding behavior of public libraries in Los Angeles



Motivation(Cont.) If there'd been no spatial spillover effect in library services, and economies of scale was achieved by municipal mergers, then the number of libraries would normally have fallen However, the number of libraries actually increased This could be attributed to municipal mergers internalizing (or lessening) spatial spillover effects and increasing the supply of public library services, which were previously undersupplied







- This paper investigates whether there is the spatial spillover effect of the public library service before municipal mergers (FY2001) in Japan or not
- If we observe the free riding behavior before mergers, we try to estimate the spatial spillover effect using after mergers data (FY2008)
- 3. Comparing the changes in municipalities' behavior in these two periods, this study investigates the effects of municipal mergers on spatial spillover effects





- If ρ >0, the public library service is strategic complements
- If $\rho = 0$, the public library service isn't affected by other municipalities
- If ρ < 0, the public library service is strategic substitutes
 It indicates a possible occurring Spatial spillover effects (
 - It indicates a possible occurring Spatial spillover effects (free riding behavior)



Model(Cont.)

 Therefore, we believe that it is difficult to evaluate public library services by the number of borrowed books or the number of books in stock, which have been used in previous studies

• However, in Japan, users must register to use public libraries.

• Thus, the number of registered users is a useful indicator of the number of users.

Independent variable (X)

- Public library variables (Total floor area of public libraries, the number of employees, the number of books, the number of libraries, dummy for consignment to private sector, the number of employees × consignment dummy)
- Municipality variables (population of municipalities, area of municipalities)

19

Summary statistics(FY2001)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Num. of registered users	513	6,715.77	26549.67	0	428,224
Total floor area	513	587.01	1717.80	0	27,988.4
Num. of employees	513	3.64	10.15	0	143.7
Num. of books	513	42,430.62	117805.1	0	1,499,940
Num. of libraries	513	0.47	0.99	0	17
Population	513	26,134.9	88388.38	414	1,302,454
Consignment Dummy	513	0.24	0.43	0	1
Area	513	81.53	75.29	1.31	536.2
					20

Summary stati	istics	6 (FY2008)		
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Num. of registered users	247	21,026.3	54045.65	0	646,225
Total floor area	247	1498.46	2719.281	0	28633.4
Num. of employees	247	10.37	19.56	0	210.2
Num. of books	247	121,069.2	208669.7	0	1815332
Num. of libraries	247	1.29	1.89	0	18
Population	247	53,794.25	130932.5	368	1384820
Consignment Dummy	247	0.19	0.4	0	1
Area	247	170.81	174.11	5.68	903.51
					21

Result in 2001	OLS	SAR	SEM	SAC
	2.711***	2.676***	2.710***	2.301***
Floor area	(0.499)	(0.496)	(0.495)	(0.484)
No. of shaff	543.9***	558.1***	544.3***	828.9***
Num. of staff	(138.6)	(138.6)	(137.6)	(141.7)
Num. of staff ×	-146.6	-148.2*	-146.6	-232.6***
Consignment Dummy	(90.17)	(89.27)	(89.28)	(87.45)
Num. of books	0.120***	0.120***	0.120***	0.107***
	(0.01000)	(0.00990)	(0.00994)	(0.00977)
	-4,570***	-4,623***	-4,566***	-4,655***
Num. of libraries	(808.8)	(804.0)	(806.8)	(779.5)
the square of num. of	-402.4***	-401.1***	-402.6***	-406.0***
libraries	(46.53)	(46.09)	(46.28)	(44.73)
Donulation	0.110***	0.110***	0.110***	0.106***
Population	(0.00898)	(0.00890)	(0.00892)	(0.00868)
Consignment Dummu	-1,108	-1,045	-1,107	-265.1
Consignment Dummy	(1,040)	(1,033)	(1,030)	(1,005)
A	-4.930	-5.634	-4.967	-11.53***
Area	(3.781)	(3.872)	(3.839)	(4.119) 22

VARIABLES	OLS	SAR	SEM	SAC
Constant	-1,158***	-675.0	-1,157***	-317.5
Constant	(415.2)	(797.5)	(414.7)	(8,532)
ρ		-0.0602		-0.816***
		(0.0851)		(0.134)
2			0.0124	0.961***
n.			(0.277)	(0.0392)
Observations	513	513	513	513
Log likelihood	-5164	-5164	-5164	-5153
lrtest($ ho$ =0)				22.61***
lrtest(λ=0)				22.11***
chi2 lr(VS OLS)		0.5	0.002	22.61***

Main Results in FY2001

- As the results of some statistically tests, SAC model is accepted in FY2001
- ho is significantly negative
- λ is significantly positive

Result in 2008	OLS	SAR	SEM	SAC
	0.398	0.539	0.637	0.504
Floor area	(1.027)	(1.008)	(1.001)	(0.990)
Num of stoff	312.8	269.0	237.5	341.5*
Num. Of Staff	(192.7)	(190.8)	(191.1)	(196.5)
Num. of staff	-991.7***	-986.2***	-989.2***	-987.1***
×Consignment Dummy	(116.2)	(113.5)	(111.8)	(110.1)
Numer of books	0.0557***	0.0547***	0.0554***	0.0514***
NUM. OT DOOKS	(0.0171)	(0.0167)	(0.0165)	(0.0164)
Nume of librarias	-285.5	-174.0	81.74	-25.91
Num. of libraries	(1,117)	(1,093)	(1,091)	(1,075)
the square of num. of	-322.7***	-325.4***	-332.6***	-323.8***
libraries	(83.78)	(81.78)	(80.92)	(79.89)
Denviation	0.357***	0.360***	0.361***	0.352***
Population	(0.0183)	(0.0181)	(0.0179)	(0.0182)
	11,253***	10,967***	10,910***	11,031***
Consignment Dummy	(2,685)	(2,629)	(2,597)	(2,560)
A mag	-11.43**	-10.22**	-11.08**	-12.11**
Area	(4.803)	(4.772)	(4.855)	(4.882)

VARIABLES	OLS	SAR	SEM	SAC
Constant	-2,929***	-6,090**	-3,356	987.1
Constant	(1,119)	(2,574)	(2,185)	(7,126)
		0.137		-0.297**
ρ		(0.101)		(0.145)
2			0.654***	0.894***
n.			(0.233)	(0.106)
Observations	247	247	247	247
Log likelihood	-2644	-2643	-2641	-2639
lrtest($ ho$ =0)				3.54*
lrtest(λ=0)				7.27***
hi2_lr(VS OLS)		1.828	5.558*	9.099***

Main Results in FY2008

- As the results of some statistically tests, SAC model is accepted in FY2008
- The results are similar to in FY2001
- ho is significantly negative
- λ is significantly positive

27

Interpretation

• ho is significantly negative both in FY2001 and in FY2008

 ρ = -0.816*** in FY2001 (before mergers) ρ = -0.297** in FY2008 (after mergers)

- The impact of spatial spillover effect after mergers is smaller than its before mergers
- This results imply municipal mergers could <u>partially internalize</u> spatial spillover effect among municipalities

Conclusion

- Previous papers have studied the scale merit and freeriding behavior etc. regarding municipal mergers
- We tried to estimate the spatial spillover effect of public library service using before and after mergers' data
- Municipal mergers could partially internalize spatial spillover effect among municipalities

標準財政規模の格差分析--2007年度以降の市区町村を対象に-

和光大学経済経営学部 星野菜穂子

はじめに

近年、地域間財政力格差への関心が高まり地方税の偏在是正措置が検討課題となってきた。総務省資料によれば1、なかでも地方消費税増税の下での財源超過額拡大が問題視されている。このような状況下、偏在是正措置の前提となる格差の実態をその中身とともに定量的に明らかすることは重要と思われる。すでにいくつかの偏在是正措置が実施されているものの、それにともなう格差の動向について十分検証が行われているわけではない。

本稿では2007年度以降の市区町村を対象とした標準財政規模の格差分析を行う。標準財 政規模とは「地方公共団体の標準的な状態で通常収入されるであろう経常的一般財源の規 模を示すもので、標準税収入額等に普通交付税を加算した額」であり「地方財政法施行令 附則第10条第1項及び第2項の規定により、臨時財政対策債の発行可能額についても含ま れる」²。つまり、標準財政規模=標準税収入額等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額 であらわされる³。実態としての一般財源等ではなく標準財政規模で格差分析を行う意義は、 一つには実態ではないことで逆に国の意図の反映と捉えられること、二つには財源超過額 や留保財源等、近年問題視されているこれらの格差の定量化が可能となることがある。本 稿では、近年の偏在是正措置等にともなう格差動向、ならびに財源超過額や留保財源の格 差への影響に着目しながら、標準財政規模の格差動向を検証する。

構成は、1節でまず、市町村を対象に一般財源の格差分析を行った先行研究を整理し、2 節で分析対象期間となる2007年度以降の地方財政の全体動向を一般財源を中心に述べる。 その上で、3節において標準財政規模の格差をタイル尺度を用いて分析する。とくに構成要 素別要因分解を行うことで、上述の格差への影響を明らかにする。

1. 先行研究の整理

これまで市町村を対象に一般財源の格差分析を行った研究 4には貝塚ほか(1987)高林 (2005)などがあり、齋藤(2010)でも 2005 年度の1人当たり地方税と地方交付税で格差分 析が行われている。

近年の分析には宮崎(2017) 宮崎(2016) などがある。宮崎(2017) は2000~2014 年 度の全国市町村ならびに4府県内市町村を対象に、普通交付税の財政調整機能を明らかに することを目的に一般財源の総額タイル尺度による格差分析、その構成要素の要因分解を 行っている。2006~08 年度は総額格差拡大効果が低下したが、基準財政需要額の臨時財政 対策債(以下、臨財債)の振替と市町村民税所得割の基準財政収入額差引によって支えられて おり、2000 年代以前の調整のあり方と異なることを指摘している 5。他方、宮崎(2016)

¹ 総務省自治税務局「第2回国と地方のシステムWGご説明資料②」平成29年3月6日など。

² 総務省『地方財政白書』。

³ ただし標準財政規模に臨時財政対策債発行可能額が加えられたのは 2010 年度以降である。

⁴ 都道府県対象、地方税対象に広げればさらに多くなる。

⁵ このほか市町村合併の影響を調整前・調整後として示している。

は2013、2015、2017年度の全国都道府県と市区町村を対象に、一人当たり地方税(各項 目)、地方交付税を都道府県別に集計しグラフとジニ係数で格差分析したもので、地方消費 税や法人二税の地方税制変更のシナリオ分析も行っている。分析結果から交付税等により 一人当たり一般財源格差は拡大している。また交付税等を一律減少させることで格差は是 正される一方、地方法人税の拡充や地方消費税改革は一般財源格差を縮小させないことか ら、地域間財政力格差是正には地方交付税改革が必要との指摘がなされている。

両者は格差を「総額」あるいは「一人当たり額」でみるかに違いがある。一人当たり額 は規模の経済を反映し人口の少ない地域で必然的に大きくなる。他方、総額は人口規模や 団体数の変化を反映することになるが、近年の格差論議に注目する上では総額格差がより 実態と近いことから、本稿でも「総額」格差を中心に扱うこととする。また分析期間を2014 年度以降の対象年次に広げ格差の要因分析を行うことで宮崎(2016)とは異なる手法で地 方税制変更にともなう格差の変容をみることも可能となる。さらに近年の格差論議で重要 な位置を占める特別区も含めた格差の検証を行うことにする。

2. 2007年度以降の全体動向:一般財源中心に

次に、格差分析の前提として本稿の分析対象期間である 2007 年度から 2016 年度までの 地方財政の全体動向について、一般財源を中心に確認しておく。

まず第1に、地方財政計画(以下、地財計画)は2000年代以降、小泉政権下では三位一 体改革と同時に歳出規模縮減傾向にあったが、その後2008年度からは反転、下げ止まりの 状況にある。近年2014年度以降は社会保障・税一体改革を受けての増加がみられている。 また歳出の中身は投資的経費縮減の一方で一般行政経費は拡大傾向にある。2008年度以降 は歳出特別枠も計上され、近年は平時モードへ縮減している6。但し、90年代との比較で は地財計画規模は増えない状況にある。

第2に、一般財源総額も90年代に比べ増えていない。ここ10年ほどは一般財源総額が 「実質的に」水準維持確保されている姿であり、基準年を下回らない水準での維持確保が 続いている。水準超経費を除く一般財源(=交付団体の一般財源)も維持・微増である。 一般財源の中身は臨財債によっても賄われており、一般財源の質が問われる状況にある7。 また近年は2014年の消費税率引き上げにともなう地方消費税増収から地方税収のシェアも 増加している⁸。

第3に、地方交付税の原資にも変化がみられた。2009~2015年度までは別枠加算がなさ れたほか、2012年度以降、地方公共団体金融機構の公庫債権利子変動準備金が活用される など法定税率分が原資に満たないなかでそれを補う方策がさまざまにとられている。また 2014年度には地方法人税が創設され交付税原資化されている。これは法人住民税(法人税

⁶2018年度は廃止。

⁷ 地財計画における一般財源等に占める臨財債の割合は 2010 年度ピーク時の 13.0%からは低下しており、 2016 年度は 6.1%となっている。

⁸一方、地財計画上の一般財源等に占める地方税の割合は 2010 年度時 54.7%であったものが上昇し、2014 年度 58.0%、2016 年度 62.7%。

割)の税率を引き下げ、当該の税収全額を交付税等特別会計に直接繰入、地方交付税原資 化するというものである。さらに 2015 年度は地方交付税の法定率見直しも行われている²。 ただし法定分の充足は十分でなく依然財源不足の状態にある。

第4に、従来とは異なる手法での偏在是正措置が講じられてきた。一つは、地方法人課税の偏在是正措置であり、2008年度に地方法人特別税および地方法人特別譲与税を創設、 2014年度には先述のとおり、地方法人税を創設している。二つは普通交付税の算定方法の 変化であり、先にみた地財計画の歳出特別枠に対応した普通交付税の特定費目が設置され、 臨時財政対策債にも財源不足方式が取り入れられるなど算定方法の変化がみられた。

以上のことから、本研究の対象とする 2007 年度以降はそれ以前の構造改革期とは異なり、 一般財源総額の水準維持の下、格差是正への関心が払われ、消費税率引き上げにともなう 地方消費税増収もあるなか従来とは異なる手法での格差是正措置がとられた約 10 年であっ たと総括されよう。

3. 標準財政規模の格差分析

3.1 総額格差の全体動向

上述の全体動向を踏まえ、ここでは標準財政規模の格差分析を行う。標準財政規模とは 冒頭述べたとおり、標準税収入額等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額で表される。 ただしここで扱う標準財政規模は公表値とは異なる計算値である(参考資料①参照)。また 市区町村団体数の変化についてはとくに調整は施していない(参考資料②参照)¹⁰。

標準財政規模全体の 2007 年度以降 2016 年度までの格差動向は以下のとおりである。総 額の格差(特別区を含む)は、2007 年度から 2010 年度までは縮小していたが、2010 年度 を底に 2014 年度まで拡大傾向にある。その後 2015 年度に格差は一旦縮小をみせ格差拡大 鈍化がみられている。ただし総額格差の水準自体は 2016 年度の時点で 2007、08 年度時を 下回っている¹¹。なお特別区を含むと除くベースでは格差の水準には差があり、その差は 2011 年度までは縮小していたがその後拡大に転じ、2014 年度以降、2007~09 年度時は下 回るもののその差は広がっている¹²。次にこのような格差動向の中身に注目していく。

(年度)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
特別区含む	1.348	1.336	1.287	1.231	1.238	1.243	1.251	1.275	1.269	1.279
特別区含まない	0.989	0.978	0.952	0.939	0.954	0.957	0.960	0.963	0.950	0.956
(注)団体数変化は	考慮していな	い。以下、	すべて同	Ľ.						

図表1 標準財政規模の総額タイル尺度

(出所)総務省「地方財政状況調査」「市町村別(費目別)基準財政需要額」東京都財務局提供データより作成。

⁹ 所得税が 32%→33.1%、法人税が 34%→33.1%、酒税 32%→50%、たばこ税 25%→除外、消費税 22.3%、 地方法人税全額。

11 合併の影響調整後においてもほぼ同様である。

¹⁰「市町村別(費目別)基準財政需要額 一本算定ベース」と決算統計との間で市町村が異なる場合は基 準財政需要額を合計して決算統計に合わせた。

¹² 特別区「含む」と「除く」のタイル尺度の差は 2007 年度 0.360、2009 年度 0.335、2011 年度 0.284 を 底に上昇し 2014 年度は 0.312、2016 年度には 0.323 の差がある。

3.2 構成要素別要因分解

3.2.1 基準財政収入額+留保財源+普通交付税+臨財債発行可能額

まず、定義から、標準財政規模は以下のような分解が可能である。

標準財政規模=標準税収入等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額(以下、臨財債)

=基準財政収入額+留保財源+普通交付税+臨財債・・・・①

= (市町村民税(均等割)+同(所得割)+同(法人割)+固定資産税

+地方消費税交付金+その他)+留保財源+普通交付税+臨財債・・・② 以上の構成要素の総額格差への寄与は図表2のとおりである。

図表 2 総額(収入)タイル尺度(特別区含)

	総額	特別区含む									
		. 其淮时政师			臨時財政対	基準財政収入	、額の内訳				
	標財合計額	·墨平射政权 入額	留保財源	普通交付税	策債発行可 能額	市町村民税 (均等割)	市町村民税 (所得割)	市町村民税 (法人割)	固定資産税	地方消費税 交付金	その他
 2007 準タイル尺度	1.348	1.664	1.747	-0.031	1.329	1.616	1.593	2.570	1.560	1.446	1.480
2008 準タイル尺度	1.336	1.658	1.749	-0.035	1.327	1.612	1.596	2.570	1.555	1.447	1.479
2009 準タイル尺度	1.287	1.617	1.711	0.011	1.319	1.602	1.573	2.579	1.570	1.437	1.482
2010 準タイル尺度	1.231	1.591	1.688	0.066	1.276	1.569	1.569	2.711	1.576	1.442	1.422
2011 準タイル尺度	1.238	1.599	1.690	0.066	1.258	1.593	1.585	2.390	1.583	1.442	1.449
2012 準タイル尺度	1.243	1.620	1.705	0.054	1.182	1.580	1.605	2.275	1.605	1.457	1.467
2013 準タイル尺度	1.251	1.635	1.708	0.020	1.120	1.578	1.608	2.376	1.609	1.467	1.479
2014 準タイル尺度	1.275	1.661	1.748	-0.004	1.087	1.566	1.613	2.643	1.613	1.449	1.499
2015 準タイル尺度	1.269	1.654	1.760	-0.028	1.032	1.568	1.630	2.528	1.627	1.414	1.516
2016 準タイル尺度	1.279	1.656	1.757	-0.041	1.065	1.570	1.649	2.562	1.624	1.426	1.517
2007 ウェイト	1.000	0.591	0.182	0.187	0.041	0.014	0.188	0.064	0.214	0.033	0.078
2008 ウェイト	1.000	0.590	0.180	0.192	0.038	0.015	0.188	0.061	0.217	0.031	0.079
2009 ウェイト	1.000	0.565	0.171	0.205	0.059	0.015	0.189	0.036	0.218	0.034	0.073
2010 ウェイト	1.000	0.526	0.157	0.228	0.089	0.015	0.171	0.021	0.221	0.030	0.068
2011 ウェイト	1.000	0.536	0.160	0.228	0.076	0.015	0.176	0.027	0.221	0.032	0.066
2012 ウェイト	1.000	0.534	0.161	0.228	0.076	0.015	0.179	0.033	0.210	0.033	0.065
	1.000	0.539	0.164	0.220	0.077	0.015	0.1/8	0.037	0.209	0.033	0.067
	1.000	0.548	0.164	0.216	0.072	0.015	0.177	0.040	0.210	0.040	0.065
	1.000	0.560	0.161	0.216	0.063	0.015	0.1/6	0.040	0.205	0.060	0.064
2016 711	1.000	0.568	0.165	0.213	0.054	0.015	0.1/5	0.037	0.208	0.066	0.068
2007 タイル尺度	1.348	0.983	0.317	-0.006	0.054	0.023	0.299	0.164	0.334	0.047	0.115
2008 タイル尺度	1.336	0.979	0.315	-0.007	0.050	0.024	0.299	0.157	0.337	0.045	0.116
2009 タイル尺度	1.287	0.914	0.293	0.002	0.078	0.024	0.297	0.094	0.342	0.049	0.109
2010 タイル尺度	1.231	0.836	0.266	0.015	0.113	0.024	0.268	0.057	0.348	0.043	0.097
2011 タイル尺度	1.238	0.858	0.270	0.015	0.095	0.024	0.278	0.064	0.350	0.046	0.095
2012 タイル尺度	1.243	0.865	0.275	0.012	0.090	0.023	0.287	0.075	0.337	0.048	0.095
2013 タイル尺度	1.251	0.881	0.279	0.004	0.087	0.023	0.287	0.087	0.337	0.048	0.099
2014 タイル尺度	1.275	0.911	0.287	-0.001	0.078	0.024	0.286	0.106	0.339	0.058	0.098
2015 タイル尺度	1.269	0.926	0.284	-0.006	0.065	0.024	0.287	0.100	0.334	0.085	0.097
2016 タイル尺度	1.279	0.941	0.289	-0.009	0.057	0.023	0.288	0.095	0.337	0.094	0.103
2007 寄与率	100.0	72.9	23.5	-0.4	4.0	1.7	22.2	12.2	24.7	3.5	8.5
2008 寄与率	100.0	73.2	23.5	-0.5	3.8	1.8	22.4	11.7	25.2	3.4	8.7
2009 寄与率	100.0	71.0	22.8	0.2	6.0	1.9	23.1	7.3	26.6	3.8	8.5
2010 寄与率	100.0	68.0	21.6	1.2	9.2	1.9	21.8	4.6	28.2	3.5	7.9
2011 寄与率	100.0	69.3	21.8	1.2	7.7	1.9	22.5	5.2	28.3	3.7	7.7
2012 奇与率	100.0	69.6	22.1	1.0	7.3	1.9	23.1	6.0	27.1	3.9	7.6
2013 寄与率	100.0	70.4	22.3	0.3	6.9	1.8	22.9	7.0	26.9	3.8	7.9
2014 奇与举	100.0	71.4	22.5	-0.1	6.1	1.9	22.4	8.3	26.6	4.6	7.7
2015 奇与举	100.0	73.0	22.4	-0.5	5.1	1.9	22.6	7.9	26.3	6.7	7.6
 2010 奇宁平	100.0	/3.6	22.6	-0.7	4.5	1.8	22.5	/.5	26.4	/.3	8.0

(出所)総務省「地方財政状況調査」「市町村別(税目別)基準財政収入額」「市町村別(費目別)基準財 政需要額」東京都財務局提供データより作成。 格差寄与率をみると、基準財政収入額が約7割、留保財源が2割を超えている。準タイル尺度は留保財源が基準財政収入額を上回っているがウェイトを反映した結果である。普 通交付税は若干の是正寄与をもっている。

2011 年度以降の格差拡大は基準財政収入額とそれに伴う留保財源の格差拡大寄与が強ま る過程であった。2015 年度以降は収入額の増加寄与がやや鈍化するとともに、臨財債が普 通交付税以上に是正寄与をもっている。臨財債はウェイト低下とともに準タイル尺度も低 下しており、発行額減とともに算定方式の影響も含んだものとみられる。

次に収入額を内訳でみると、総額格差への寄与率は市町村民税(所得割)、固定資産税が 高いが、準タイル尺度では市町村民税(法人割)がもっとも高く総額格差は大きいことが 示されている。2011~14年度までの収入額格差拡大には市町村民税(法人割)の寄与が大 きいが、2014年度以降は地方消費税交付金の増加寄与が拡大しており消費税率上昇の影響 が出ている。他方で、2015、16年度は市町村民税(法人割)がウェイトと準タイル尺度と もに若干低下しており是正寄与に転じている。消費税率上昇にともなう地方消費税交付金 増による格差拡大が市町村民税(法人割)で是正されるかたちとなっており、必ずしも限 定的ではないが地方法人税化の影響が推測されるものとなっている。

3.2.2 基準財政需要額振替前+留保財源+財源超過額

また標準財政規模は以下のようにも分解可能である。

標準財政規模=標準税収入等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額(以下、臨財債) =交付団体(基準財政需要額振替後+臨財債+留保財源)+

不交付団体(基準財政需要額振替後+(臨財債)¹³+留保財源)+財源超過額 =基準財政需要額振替前+留保財源+財源超過額

図表 3 よれば留保財源と財源超過額の格差寄与率は 2014 年度以降上昇してきており、 2016 年度には両者併せて 3 割程度となっている。但し、財源超過額は特別区を除くと格差 寄与はわずかであり、財源超過の問題の多くは特別区問題とも捉えられる。

準タイル尺度でみると、財源超過額、留保財源の格差が大きいが、ウェイトを反映し基 準財政需要額振替前寄与率は約7割程度となる。

2011~14年度までの格差拡大局面では、11年度こそ基準財政需要額振替前が格差拡大に 寄与しているが、その後は財源超過額、留保財源が格差への寄与を増加させている。15、16 年度は基準財政需要額振替前が格差寄与を低下させるなかで財源超過額が拡大寄与を保っ ている。近年は、基準財政需要額よりは財源超過額・留保財源を要因とする格差拡大圧力 が働いていることになる。

¹³ 不交付団体の臨財債は 2013 年度以降財源不足方式へ完全移行し発行されなくなっているが、それ以前 は発行されているため()つきで表している。

図表3 総額(需要)タイル尺度(特別区含と含まない)

	総額 特別区含				総額 特別区含まな	ない		
	標財合計	留保財源	財源超過額	基準財政需 要額 振替前	標財合計	留保財源	財源超過額	基準財政需 要額 振替前
2007 準タイル尺度	1.348	1.747	3.633	1.109	0.989	1.279	1.020	0.925
2008 準タイル尺度	1.336	1.749	3.651	1.097	0.978	1.273	1.147	0.910
2009 準タイル尺度	1.287	1.711	3.764	1.064	0.952	1.254	1.140	0.888
2010 準タイル尺度	1.231	1.688	4.251	1.054	0.939	1.255	0.512	0.886
2011 準タイル尺度	1.238	1.690	4.274	1.077	0.954	1.258	0.420	0.902
2012 準タイル尺度	1.243	1.705	4.389	1.077	0.957	1.261	0.352	0.904
2013 準タイル尺度	1.251	1.708	4.430	1.080	0.960	1.260	0.355	0.907
2014 準タイル尺度	1.275	1.748	4.475	1.076	0.963	1.272	0.497	0.908
2015 準タイル尺度	1.269	1.760	4.336	1.063	0.950	1.274	0.667	0.894
2016 準タイル尺度	1.279	1.757	4.242	1.067	0.956	1.276	0.838	0.897
2007 ウェイト	1.000	0.182	0.049	0.770	1.000	0.175	0.020	0.805
2008 ウェイト	1.000	0.180	0.048	0.772	1.000	0.173	0.020	0.807
2009 ウェイト	1.000	0.171	0.042	0.787	1.000	0.164	0.016	0.820
2010 ウェイト	1.000	0.157	0.024	0.818	1.000	0.150	0.005	0.845
2011 ウェイト	1.000	0.160	0.020	0.820	1.000	0.152	0.004	0.845
2012 ウェイト	1.000	0.161	0.019	0.819	1.000	0.153	0.003	0.844
2013 ウェイト	1.000	0.164	0.021	0.816	1.000	0.155	0.003	0.842
2014 ウェイト	1.000	0.164	0.026	0.809	1.000	0.156	0.004	0.840
2015 ウェイト	1.000	0.161	0.028	0.810	1.000	0.152	0.005	0.842
2016 ウェイト	1.000	0.165	0.031	0.804	1.000	0.156	0.007	0.837
2007 タイル尺度	1.348	0.317	0.177	0.854	0.989	0.223	0.021	0.744
2008 タイル尺度	1.336	0.315	0.175	0.847	0.978	0.220	0.023	0.735
2009 タイル尺度	1.287	0.293	0.157	0.837	0.952	0.206	0.018	0.728
2010 タイル尺度	1.231	0.266	0.103	0.862	0.939	0.188	0.002	0.749
2011 タイル尺度	1.238	0.270	0.085	0.884	0.954	0.191	0.001	0.762
2012 タイル尺度	1.243	0.275	0.085	0.882	0.957	0.193	0.001	0.763
2013 タイル尺度	1.251	0.279	0.091	0.881	0.960	0.195	0.001	0.764
2014 タイル尺度	1.275	0.287	0.117	0.871	0.963	0.198	0.002	0.763
2015 タイル尺度	1.269	0.284	0.123	0.862	0.950	0.194	0.004	0.753
2016 タイル尺度	1.279	0.289	0.131	0.858	0.956	0.199	0.006	0.751
2007 寄与率	100.0	23.5	13.1	63.3	100.0	22.6	2.1	75.3
2008 寄与率	100.0	23.5	13.1	63.4	100.0	22.5	2.4	75.1
2009 寄与率	100.0	22.8	12.2	65.0	100.0	21.6	1.9	76.5
2010 寄与率	100.0	21.6	8.3	70.1	100.0	20.0	0.3	79.7
2011 寄与率	100.0	21.8	6.8	71.4	100.0	20.0	0.2	79.8
2012 寄与率	100.0	22.1	6.9	71.0	100.0	20.1	0.1	79.7
2013 寄与率	100.0	22.3	7.3	70.4	100.0	20.3	0.1	79.5
2014 寄与率	100.0	22.5	9.2	68.3	100.0	20.5	0.2	79.3
2015 奇与举	100.0	22.4	9.7	67.9	100.0	20.4	0.4	79.2
2016 奇与举 (山云) 妙欢心 「山中	100.0 Hathyllevin ≓≖	22.6 1末」「士m	10.2	67.1	100.0 :时动家亚·	20.8	0.6	<u>78.5</u> 供ご、クレ

(出所)総務省「地方財政状況調査」「市町村別(費目別)基準財政需要額」東京都財務局提供データより 作成。

とはいえ、基準財政需要額振替前は標準財政規模の格差寄与の7割程度は占めている。 そこで基準財政需要額振替前の費目別需要額が格差にどのような影響を与えているかをみ てみる。基準財政需要額振替前は、以下のように費目別基準財政需要額への分解が可能で ある。 基準財政需要額振替前=消防費+土木費+教育費+厚生費+産業経済費+総務費+その他 特別枠等¹⁴+公債費(臨財債償還費+臨財債以外)+包括算定経費

	特別区含												
	標財合計	消防費	土木費	教育費	厚生費	産業経済費	総務費	その他特別	公債費	臨財債	臨財債以外	包括算定経 費	基準財政需 要額振替前
2007 準タイル尺度	1.348	1.200	0.963	1.024	1.198	0.182	1.768	11 1	1.237	1.212	1.243	0.650	1.109
2008 準タイル尺度	1.336	1.191	0.936	1.019	1.188	0.192	1.785	-0.093	1.252	1.205	1.265	0.648	1.097
2009 準タイル尺度	1.287	1.140	0.877	1.019	1.166	0.235	1.705	0.013	1.228	1.214	1.228	0.646	1.064
2010 準タイル尺度	1.231	1.142	0.887	1.030	1.180	0.263	1.576	-0.084	1.225	1.216	1.226	0.645	1.054
2011 準タイル尺度	1.238	1.174	0.874	1.045	1.201	0.285	1.611	-0.081	1.207	1.216	1.207	0.669	1.077
2012 準タイル尺度	1.243	1.168	0.868	1.042	1.203	0.289	1.639	-0.395	1.203	1.118	1.244	0.664	1.077
2013 準タイル尺度	1.251	1.164	0.861	1.048	1.206	0.297	1.673	-0.191	1.190	0.957	1.213	0.660	1.080
2014 準タイル尺度	1.275	1.149	0.848	1.054	1.219	0.273	1.633	-0.083	1.141	1.096	1.168	0.648	1.076
2015 準タイル尺度	1.269	1.126	0.850	1.058	1.213	0.278	1.613	0.073	1.151	1.097	1.190	0.652	1.063
2016 準タイル尺度	1.279	1.142	0.854	1.064	1.229	0.281	1.437	0.117	1.136	1.083	1.178	0.655	1.067
2007 ウェイト	1.000	0.052	0.097	0.080	0.258	0.021	0.074		0.085	0.015	0.070	0.103	0.770
2008 ウェイト	1.000	0.052	0.093	0.077	0.260	0.020	0.072	0.007	0.091	0.020	0.071	0.099	0.772
2009 ウェイト	1.000	0.053	0.091	0.077	0.269	0.021	0.071	0.014	0.094	0.002	0.092	0.097	0.787
2010 ウェイト	1.000	0.055	0.091	0.080	0.286	0.022	0.070	0.017	0.097	0.002	0.096	0.100	0.818
2011 ウェイト	1.000	0.054	0.087	0.078	0.300	0.022	0.067	0.011	0.100	0.002	0.099	0.100	0.820
2012 ウェイト	1.000	0.055	0.085	0.078	0.305	0.021	0.065	0.011	0.102	0.033	0.069	0.098	0.819
2013 ウェイト	1.000	0.052	0.083	0.075	0.312	0.020	0.063	0.014	0.103	0.009	0.094	0.094	0.816
2014 ウェイト	1.000	0.053	0.080	0.072	0.315	0.019	0.060	0.015	0.107	0.041	0.067	0.088	0.809
2015 ウェイト	1.000	0.053	0.077	0.071	0.312	0.018	0.063	0.027	0.103	0.044	0.059	0.087	0.810
2016 ウェイト	1.000	0.053	0.075	0.069	0.313	0.018	0.067	0.024	0.105	0.047	0.058	0.082	0.804
2007 タイル尺度	1.348	0.062	0.094	0.082	0.309	0.004	0.132		0.105	0.019	0.086	0.067	0.854
2008 タイル尺度	1.336	0.062	0.087	0.078	0.309	0.004	0.129	-0.001	0.114	0.024	0.089	0.064	0.847
2009 タイル尺度	1.287	0.060	0.080	0.078	0.314	0.005	0.121	0.000	0.116	0.002	0.114	0.063	0.837
2010 タイル尺度	1.231	0.063	0.081	0.082	0.337	0.006	0.111	-0.001	0.119	0.002	0.117	0.065	0.862
2011 タイル尺度	1.238	0.064	0.076	0.082	0.360	0.006	0.109	-0.001	0.121	0.002	0.119	0.067	0.884
2012 タイル尺度	1.243	0.064	0.074	0.081	0.367	0.006	0.107	-0.004	0.122	0.037	0.086	0.065	0.882
2013 タイル尺度	1.251	0.060	0.071	0.079	0.376	0.006	0.106	-0.003	0.123	0.009	0.114	0.062	0.881
2014 タイル尺度	1.275	0.061	0.068	0.076	0.384	0.005	0.099	-0.001	0.122	0.044	0.078	0.057	0.871
2015 タイル尺度	1.269	0.060	0.065	0.075	0.378	0.005	0.101	0.002	0.119	0.048	0.071	0.057	0.862
2016 タイル尺度	1.279	0.060	0.064	0.074	0.384	0.005	0.096	0.003	0.119	0.051	0.068	0.054	0.858
2007 寄与率	100.0	4.6	7.0	6.0	22.9	0.3	9.8	0.0	7.8	1.4	6.4	4.9	63.3
2008 寄与率	100.0	4.6	6.5	5.9	23.1	0.3	9.7	0.0	8.5	1.8	6.7	4.8	63.4
2009 寄与率	100.0	4.7	6.2	6.1	24.4	0.4	9.4	0.0	9.0	0.2	8.8	4.9	65.0
2010 寄与率	100.0	5.1	6.5	6.7	27.4	0.5	9.0	-0.1	9.7	0.2	9.5	5.2	70.1
2011 寄与率	100.0	5.2	6.1	6.6	29.1	0.5	8.8	-0.1	9.8	0.2	9.6	5.4	71.4
2012 寄与率	100.0	5.1	5.9	6.5	29.6	0.5	8.6	-0.3	9.9	3.0	6.9	5.3	71.0
2013 寄与率	100.0	4.8	5.7	6.3	30.1	0.5	8.5	-0.2	9.8	0.7	9.1	5.0	70.4
2014 寄与率	100.0	4.8	5.3	6.0	30.1	0.4	7.7	-0.1	9.6	3.5	6.1	4.5	68.3
2015 寄与率	100.0	4.7	5.2	5.9	29.8	0.4	8.0	0.2	9.4	3.8	5.6	4.5	67.9
2016 寄与率	100.0	4.7	5.0	5.8	30.0	0.4	7.5	0.2	9.3	4.0	5.3	4.2	67.1
(出所)総務省	旨 地力	5財政狀	沈調査	市町	T村別	(費目別) 基進	財政需	要額」	東京都見	は務局機	≧供デー	-タより

図表4 総額(需要内訳)タイル尺度(特別区含)

絵額

(出所)総務省「地方財政状況調査」「市町村別(費目別)基準財政需要額」東京都財務局提供データより 作成。

¹⁴「その他特別枠等」は2008年度「地方再生対策費」、2009年度「地方再生対策費」「雇用対策地域資源 活用推進費」、2010年度「地方再生対策費」「雇用対策地域資源活用推進費」2011年度「地方再生対策費」 「雇用対策地域資源活用推進費」、2012年度「地域経済・雇用対策費」、2013年度「地域経済・雇用対策費」 「地域の元気づくり推進費」、2014年度「地域経済・雇用対策費」「地域の元気創造事業費」、2015年度「地 域経済・雇用対策費」「地域の元気創造事業費」「人口減少等特別対策事業費」、2016年度「地域経済・雇用 対策費」「地域の元気創造事業費」「人口減少等特別対策事業費」の合計額。 図表 4 によれば、準タイル尺度が高いのは、総務費、厚生費、消防費、公債費などであ るが、総額格差への寄与はウェイトを反映し、厚生費がもっとも高く、公債費も高い。一 方、産業経済費、包括算定経費、土木費などは総額格差寄与が相対的に小さい。その他特 別枠等は、準タイル尺度にもみられるとおり、基本、是正寄与をもっているが、ウェイト が低いために格差是正の寄与率はわずかとなっている。言い換えれば、その是非は別とし て算定方法としては是正機能をもちうる方法といえる。

これまでの基準財政需要額振替前の格差拡大には厚生費の寄与が大きい。準タイル尺度 とともにウェイトも増大している。2014年度以降に基準財政需要額振替前の格差寄与が低 下しているのは、厚生費の格差拡大圧力が依然続くなか、総務費は準タイル尺度の低下が みられており、包括算定経費はウェイトが低下してきているなど、総務費、包括算定経費 が格差低下に寄与している。その他特別枠等はこの間の格差是正寄与はほとんどみられて いない。

以上の費目別基準財政需要額の格差分析からは、財政需要の構造変化、すなわち社会保 障シフト 15も総額格差を拡大させる要因となっていることがうかがえる。今後も社会保障 関係経費の増大が見込まれることを踏まえれば総額格差は拡大圧力が働いているといえよ う。

3.2.3 小括

ここで上記 3.2.1 および 3.2.2 でみた格差の関係について若干整理しておく。標準財政規 模とは冒頭述べたとおり「地方公共団体の標準的な状態で通常収入されるであろう経常的 一般財源の規模を示すもの」である。日本の普通交付税の財源保障・財政調整機能の考え 方にもとづけば、この一般財源は標準的な行政サービスを保障する財源である。標準財政 規模が保障する標準的な行政サービスの観点からその需要面の格差に着目した のが 3.2.2 といえる。基準財政需要額、すなわち合理的かつ妥当な水準における 行政を行い、又は施設を維持するための財政需要」¹⁶からみると、社会保障シフト のような財政需要の構造変化は、団体数や人口規模も反映するとはいえ、市区町村間の総 額格差拡大要因につながっているとみられる。そのなかでその他特別枠等の費目は格差是 正の役割を担う算定方法となっているが実際の総額でみた是正効果は乏しい。それでも近 年は基準財政需要額は格差拡大が抑えられる傾向もみられたのに対し、財源超過額や留保 財源が格差拡大圧力となって作用している。

他方、標準的行政サービスを賄う上で標準税収入等だけでなく普通交付税、臨財債で財 源補填されている。この収入面の格差に着目したのが 3.2.1 である。標準的行政の財政需要 を賄う財源であることを前提にすれば、結果とも受け取れるが、税収等格差とともに是正

¹⁵ 中井 (2018)、星野 (2016)。

¹⁶ 総務省『地方財政白書』。

の方法をみることができる。2014年以降、消費税率引き上げ、地方消費税交付金増収によ る収入額格差に対応し普通交付税のほか、臨財債や市町村民税(法人割)でも格差是正が 図られている。また収入額増および格差拡大は留保財源・財源超過額による格差拡大圧力 につながっていることも示されている。

3.3 標準財政規模の団体別動向と配分

次に標準財政規模の団体別動向や配分についてみてみる。標準財政規模を総額タイル尺 度で団体別要因分解を行うと、グループ間格差要因がほとんどを占める¹⁷。そこで標準財 政規模の総額格差が拡大局面にあった 2011~14 年度、拡大に鈍化傾向のみられた 2014~ 16 年度の期間で標準財政規模の団体別伸び率をみた¹⁸。2011~14 年度年率伸び率(計算 値)¹⁹は全体 0.7%、特別区 3.2%、大都市 1.3%、都市 0.3%、町村-0.5%である。2014 ~16 年度年率伸び率は、同じく計算値では、全体 1.4%、特別区 2.7%、大都市 0.7%、都 市 1.5%、町村 1.1%である²⁰。同期の計算値は公表値よりも高めの伸びとなっているが、 こうした団体別動向が格差動向の背景にある。また、これらは総額の伸びであるため団体 数や人口の変化も含んだものであることに留意が必要である。

その上で2014~16年度の特別区²¹年率伸び率2.7%は、寄与度が基準財政収入額2.2% (うち市町村民税(法人割)-0.6%、地方消費税交付金1.4%)、留保財源0.5%である。 同期の大都市年率伸び率0.7%は、寄与度が基準財政収入額1.8%(うち市町村民税(法人 割)-0.2%、地方消費税交付金1.4%)、留保財源0.3%、普通交付税-0.1%、臨財債-1.3% である。3.2.1.でみたように、同期間、地方消費税交付金増に対し市町村民税(法人割)が 是正寄与をもった影響は特別区、大都市により表れている。大都市ではこのほか普通交付 税、臨財債もマイナス寄与をみせているが、特別区は不交付団体であり標準財政規模は標 準税収入等と同じであるため、普通交付税、臨財債には影響されない。他方、3.2.2の観点 からは、この間、大都市の標準財政規模の年率伸び率寄与度は基準財政需要額振替前0.4%、 財源超過額0.0%、留保財源0.3%であるが、特別区は基準財政需要額振替前0.9%、財源超 過額1.3%、留保財源0.5%となる。標準財政規模の増加には基準財政需要額だけでなく、 財源超過額や留保財源も寄与しており、とくに特別区は財源超過額と留保財源の伸び率寄 与が基準財政需要額のそれを上回っている。交付税で是正されない留保財源や財源超過額

¹⁷ 特別区を除き、例えば 2016 年度総額タイル尺度の全体 0.9555 に対し、寄与度は大都市(20 団体)0.0338、 中核市(48 団体)0.0037、施行時特例市(36 団体)0.0016、都市(687 団体)0.0620、町村(927 団体)0.0165。 グループ間は0.8380 と寄与率が 87.7%程度を占める。

¹⁸ 団体別区分の団体数や人口規模については参考資料②の参考図表 2:市区町村団体数(2007~16年度) を参照されたい。

¹⁹ 標準財政規模公表額での団体別伸び率は2011~14年度年率全体は0.6%、特別区3.2%、大都市1.4%、 都市0.1%、町村-0.6%。但し特別区については東京都財務局提供のデータ(通常の市町村と同様の方法 で算出した総務省からの提供数値を転記した数値)を使用している。

²⁰ 公表値でみた 2014~16 年度年率伸び率は、全体では 0.6%、特別区 2.7%、大都市 0.6%、都市 0.4%、 町村 0.2%。2014~16 年度は計算値と公表値に差が生じており、特に都市、町村で乖離が大きい。

²¹参考資料①でも述べているとおり、特別区は市町村税のうち、市町村民税法人分、固定資産税、特別土地 保有税、事業所税と都市計画税が都税となる都と特別区の特例的な制度となっており通常の市町村の地方 税制ではないが、ここでは仮想的に通常の市町村とみなされている。

は消費税率のさらなる引き上げによりさらに増額することが予想され、これらの増加寄与 の高い団体とそうでない団体との差をどのように考えていくかは一つの課題となる。

また標準財政規模を総額の観点からも考察してみる。標準財政規模の総額、すなわちー 般財源の総額は地方財政計画によって決まる。標準財政規模=基準財政需要額振替前+留 保財源+財源超過額であることから、標準財政規模の総額が一定と仮定すれば、財源超過 額や留保財源が増えれば基準財政需要額振替前は減るという背反の関係にある。図表 5 は この考え方にもとづきそれぞれの構成要素の配分を示したものである。



図表5 標準財政規模の配分シェア:財源超過額・留保財源・基準財政需要額振替前

 (注)基準財政需要額振替前を厚生費、厚生費以外需要額に分け、それぞれ特別区・大都市、都市、町村のシェアを表した。計算値。
 (出所)総務省「地方財政状況調査」「市町村別(費目別)基準財政需要額」東京都財務局提供データより 作成。

図表5によれば、財源超過額・留保財源のシェアは2007~09年度は下回るものの2014 年度以降高まる傾向にある。すなわち基準財政需要額の配分は低下する傾向にある。さら に基準財政需要額のうち厚生費のシェアは2007~09年度に比べ高まっている。厚生費のよ うな対人社会サービスは人口に比例的であり、人口規模の大きい大都市への配分を相対的 に高めると考えられる。2節で指摘したとおり、地方財政計画の一般財源総額は90年代と 異なりほとんど増えない状況にある。こうしたなかで財源超過額・留保財源が増え社会保 障経費が増えていくことはマクロ的な配分の観点からも大都市部でない団体、小規模団体 への配分が難しくなることを意味しよう。一般財源総額が伸びないなかでは、財源超過額・ 留保財源を抑えるインセンティブはより働くと考えられる。 むすびにかえて:格差分析からの示唆

以上、標準財政規模の市区町村を対象に格差分析を行ってきたが、分析結果から得られ た知見は以下のとおりである。

第1に、分析結果から近年の格差問題は消費税率引き上げにともなう地方消費税交付金 増が影響している格差であることが確認される。消費税率引き上げにともない財源超過 額・留保財源による格差拡大圧力が生じている。さらに財源超過額の多くが特別区による ものであり、この点からは近年の格差問題は特別区をどうみるかという課題の格差ともい える。ただし、東京都も主張するように特別区の標準財政規模や財源超過額が妥当かとい う問題は生じうる。また財源超過額等が問題視される一方で、標準的な財政需要がいずれ の団体でも確保されているのであれば、その上で必要な格差是正というのはどのような論 拠にもとづくものか。是正の規模や水準についてどのような論拠を示せるかは課題といえ よう。

第2に、従来にない格差是正の手法の多様化についてである。市町村民税(法人割)の 地方法人税化にともない、必ずしも同影響のみに限定されるわけではないが、市町村民税

(法人割)は2015年度以降、格差是正寄与をみせている。また臨時財政対策債も地方税収 増による発行額減の影響もあるが財政調整としても機能していると考えられる。他方、標 準財政規模が標準的な行政サービスを提供する一般財源であることを考慮すると、基準財 政需要額におけるその他特別枠等の算定方法も格差是正の手法となっている。小規模団体 の配分増につながっているとみられるが、本稿でみてきた総額格差への影響は限定的であ った。こうした一連の格差是正の手法は財政調整の到達点が不明確であり、財政調整の論 拠を薄弱にすることも懸念される。

第3に、現状の格差問題は団体間の格差問題というだけでなく一般財源総額に影響を受けた問題との位置づけも可能である。地方財政計画の一般財源総額が伸びないなかでは、 財源超過額・留保財源が増大すれば基準財政需要額を抑制せざるをえなくなる。また基準 財政需要額は近年、社会保障関係経費が増大している。現状のように一般財源総額を維持 確保している状態において、消費税率引き上げによる地方税収等の増大、それにともなう 財源超過・留保財源の増大は小規模団体など交付団体の基準財政需要額確保を難しくしよ う。この点からも財源超過・留保財源の抑制が課題になっていると捉えられる。問題の根 底には交付税原資の抑制、現状の一般財源総額の決まり方があるものと考えられる。

参考資料①:標準財政規模の扱い

標準財政規模=標準税収入額等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額

本分析で用いる標準財政規模は公表額(地方財政状況調査 00 表)ではなく計算値である。 考え方は以下のとおり。

・地方財政状況調査 00 表の①基準財政収入額、②基準財政需要額、③標準税収入額等は一本算定、④臨時財政対策債発行可能額は算定替の額ため、臨財債は一本算定(「市町村別(費

目別)基準財政需要額」)を使用した。臨財債が標準財政規模に加えられるのは 2010 年度 以降だが、本分析では継続性の観点から 2007~09 年度も臨財債を加えた数値を標準財政規 模とした。

・普通交付税=基準財政需要額②-基準財政収入額①+錯誤額+調整額だが、普通交付税は ②-①とした。②-①<0の場合は普通交付税はゼロ、財源超過額とした。

・したがって本分析で用いる標準財政規模は標準税収入額等③+普通交付税(②-①)(② <①のときはゼロ)+臨財債(一本算定)の計算値。

 ・地方財政状況調査 00 表の特別区データは普通交付税ベースではないため、標準財政規 模、標準税収入額等の特別区データは東京都財務局提供のデータ(通常の市町村と同様の 方法で算出した総務省からの提供数値を転記した数値)を使用した。基準財政収入額、基 準財政需要額については「市町村別(税目別)基準財政収入額」「市町村別(費目別)基準 財政需要額」を使用した。本来、東京都と特別区は合算算定だが特別区のみ抽出している。
 ・計算値と公表値には若干の違いも生じている。計算値/公表値(%)(普通交付税、臨財債寄 与度)では、2007年度から2016年度までの各年度順で以下のとおり。2.0%(1.9、0.1)、-2.2% (-2.3、0.1)、-2.1% (-2.2、0.2)、-3.1% (-2.4、-0.7)、-3.1% (-2.9、-0.3)、

-3.2%(-3.0、-0.2)、-3.2%(-3.1、-0.1)-2.8%(-2.8、0.0)、-2.1%(-2.2、 0.1)、-1.2%(-1.4、0.2)。公表値のタイル尺度(特別区含む)は2007年度から2016 年度までの各年度順で以下のとおり。1.323、1.289、1.229、1.196、1.204、1.208、1.216、 1.244、1.246、1.264。計算値のタイル尺度は図表2および3を参照。

参考資料②:市町村団体数変化

市町村合併の影響をみるため宮崎(2017)を参考に、2016年度の市町村に合わせる方法 で当該年度以前の格差について合併調整後として検証したが、2010年度頃から合併調整 後・調整前の差はほとんどなくなる(参考図表1)。注目する格差動向も主に2011年度以 降であることから、調整前データを使用することとした。なおこの間の市区町村団体数変 化は(参考図表2)のとおり。

	標準財政規構	漠のタイル尺		全国市町村の	の一般財源の	タイル尺度
	(計算値、特	別区除く)		(宮崎(2017)))	
	調整前	調整後	差	調整前	調整後	差
2007	0.9885	0.9738	0.0147	0.9588	0.9432	0.0157
2008	0.9777	0.9671	0.0106	0.9484	0.9372	0.0112
2009	0.9520	0.9518	0.0002	0.9250	0.9247	0.0003
2010	0.9394	0.9393	0.0001	0.9046	0.9043	0.0002
2011	0.9542	0.9541	0.0001	0.9063	0.9062	0.0001
2012	0.9568	0.9567	0.0001	0.9061	0.9059	0.0001
2013	0.9598	0.9597	0.0001	0.9070	0.9069	0.0001
2014	0.9633	0.9633	0.0000	0.9184	0.9184	0.0000
2015	0.9505	0.9505	0.0000			
2016	0 9555	0 9555	0 0000			

参考図表1:市町村団体数変化の影響

(注1)「調整後」は宮崎(2017)を参考に、2016年度時の市町村を基準にそれ以前のデータを調整した。 (注2) 宮崎(2017)の数字は同、p.65より抜粋 (出所) 宮崎(2017)、総務省「地方財政状況調査」「市町村別(費目別)基準財政需要額」より作成。

参考図表 2:市町村団体数(2007~16年度)

日本	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
53	平成19	平成20	平成21	平成22	平成23	平成24	平成25	平成26	平成27	平成28
団体数										
特別区	-	-	-	-	1	-	-	1	-	-
市町村合計	1, 793	1,777	1, 727	1, 727	1, 719	1, 719	1, 719	1, 718	1, 718	1, 718
政令指定都市	17	17	18	19	19	20	20	20	20	20
中核市	35	39	41	40	41	41	42	43	45	48
施行時特例市	44	43	41	41	40	40	40	40	39	36
都市	687	684	686	686	687	688	688	687	686	687
中都市	166	164	167	169	167	166	165	164	156	156
小都市	521	520	519	517	520	522	523	523	530	531
町村	1.010	994	941	941	932	930	929	928	928	927
町村(人口1万人以上)	516	506	471	466	452	447	445	441	434	425
町村(人口1万人未満)	494	488	470	475	480	483	484	487	494	502
Ч										
特別区	8, 413, 883	8, 476, 919	8, 519, 059	8, 558, 242	8, 591, 695	8, 966, 891	9, 016, 342	9, 102, 598	9, 205, 712	9, 302, 962
市町村合計	118, 652, 295	118, 599, 264	118, 538, 801	118, 365, 168	118, 067, 988	119, 406, 988	119, 422, 006	119, 123, 885	118, 860, 499	118, 604, 124
政令指定都市	24, 136, 806	24, 244, 526	25, 020, 151	25, 770, 400	25, 824, 768	27, 136, 438	27, 220, 948	27, 267, 952	27, 333, 950	27, 394, 218
中核市	15, 151, 433	16, 619, 689	17, 163, 778	16,465,234	16, 808, 415	16, 656, 132	17,004,050	17, 388, 754	18, 269, 766	18, 965, 602
施行時特例市	12, 120, 827	11, 799, 129	10, 962, 189	10, 967, 725	10, 655, 923	10, 625, 548	10, 636, 378	10, 455, 852	10, 112, 950	9, 383, 742
都市	54, 025, 703	52, 963, 176	53, 289, 335	53, 137, 809	53, 066, 969	53, 378, 473	53, 050, 995	52, 616, 780	51, 846, 884	51, 711, 882
中都市	26, 184, 397	25, 254, 106	25, 638, 021	25, 831, 189	25, 701, 645	25, 799, 092	25, 485, 736	25, 228, 832	23, 939, 414	23, 925, 516
小都市	27, 841, 306	27, 709, 070	27, 651, 314	27, 306, 620	27, 365, 324	27, 579, 381	27, 565, 259	27, 387, 948	27, 907, 470	27, 786, 366
町村	13, 217, 526	12, 972, 744	12, 103, 348	12,024,000	11, 711, 913	11,610,397	11, 509, 635	11, 394, 547	11, 296, 949	11, 148, 680
町村(人口1万人以上)	10, 618, 297	10, 440, 336	9, 680, 723	9, 584, 461	9, 254, 939	9,145,930	9, 054, 980	8,948,372	8, 820, 301	8, 631, 279
町村(人口1万人未満)	2, 599, 229	2, 532, 408	2, 422, 625	2, 439, 539	2, 456, 974	2,464,467	2, 454, 655	2,446,175	2,476,648	2, 517, 401
団体数シェア										
市町 처 合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
政令指定都市	0.9	1.0	1.0	1.1	1.1	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2
中核市	2.0	2.2	2.4	2.3	2.4	2.4	2.4	2.5	2.6	2.8
施行時特例市	2.5	2.4	2.4	2.4	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.1
都市	38.3	38.5	39.7	39.7	40.0	40.0	40.0	40.0	39.9	40.0
中都市	9.3	9.2	9.7	9.8	9.7	9. 7	9.6	9.5	9.1	9.1
小都市	29.1	29.3	30.1	29.9	30.3	30.4	30.4	30.4	30.8	30.9
町村	56.3	55.9	54.5	54.5	54.2	54.1	54.0	54.0	54.0	54.0
町村(人口1万人以上)	28.8	28.5	27.3	27.0	26.3	26.0	25.9	25.7	25.3	24.7
町村(人口1万人未満)	27.6	27.5	27.2	27.5	27.9	28.1	28.2	28.3	28.8	29.2
人ロシェア										
特別区	6.6	6.7	6.7	6.7	6.8	7.0	7.0	7.1	7.2	7.3
政令指定都市	19.0	19.1	19.7	20.3	20.4	21.1	21.2	21.3	21.3	21.4
中核市	11. 9	13.1	13.5	13.0	13. 3	13.0	13. 2	13.6	14.3	14.8
施行時特例市	9.5	9.3	8.6	8.6	8.4	8.3	8.3	8.2	7.9	7.3
都市	42.5	41.7	41.9	41.9	41.9	41.6	41.3	41.0	40.5	40.4
中都市	20.6	19.9	20.2	20.4	20.3	20.1	19.8	19.7	18.7	18.7
小都市	21.9	21.8	21.8	21.5	21.6	21.5	21.5	21.4	21.8	21.7
閂 천	10.4	10.2	9.5	9.5	9.2	9.0	9.0	8.9	8.8	8. 7
町村(人口1万人以上)	8.4	8.2	7.6	7.6	7.3	7.1	7.1	7.0	6.9	6.7
町村(人口1万人未満)	2.0	2.0	1.9	1.9	1.9	1.9	1.9	1.9	1.9	2. 0

(注)中都市とは都市のうち人口 10 万以上の市、小都市とは人口 10 万未満の市。 (出所)団体数は総務省「地方財政白書」、人口は「住民基本台帳登載人口」。 (参考文献)

貝塚啓明ほか(1987)「地方交付税の機能とその評価 PartII」 『フィナンシャル・レビュー』 4号、pp.9-26 齋藤由里恵(2010)『自治体間格差の経済分析』関西学院大学出版会 菅原宏太(2006)「地方財源の地域間偏在-地域間税収格差と地方交付税の再分配効果」ORC Discussion Paper series, No.REGION-16 高林喜久生(2005) 『地域間格差の財政分析』有斐閣 飛田博史(2014)「地方税の地域格差と法人住民税の交付税原資化」『安倍政権下の地方財政 と地域』地方自治総合研究所、pp.131-145 中井英雄(2018)「都道府県・需要額の社会保障シフトによる財政調整効果の低下-臨時費目に よる地方部自治体の下支え-」 『地方財政』57(2)pp.4-16 星野菜穂子(2013) 『地方交付税の財源保障』ミネルヴァ書房 星野菜穂子(2016)「格差是正と地方交付税-都道府県を対象とした分析を踏まえて」『自治総研』 452号、pp.54-73 宮崎毅(2016)「財政力の地域間格差と税源配分:交付税は格差を是正するのか?」『フィナンシ ャル・レビュー』127号、pp.166-182 宮崎雅人(2017)「2000年以降における地方交付税制度の財政調整機能に関する分析」 『2000 年代の地方財政』pp.64-80 (参考資料) 総務省自治税務局「第2回国と地方のシステム WGご説明資料②」平成29年3月6日 総務省「地方財政状況調査」各年度 総務省「地方団体の歳入歳出総額の見込額」各年度 総務省「市町村別(費目別)基準財政需要額 一本算定ベース」各年度 総務省「市町村別(税目別)基準財政収入額 一本算定ベース」各年度 総務省「住民基本台帳登載人口」各年度 東京都財務局提供データ

報告時のご指摘等を踏まえ、本報告書は報告内容からの修正を加えました。

標準財政規模の格差分析 -2007年度以降の市区町村を対象に-

地方分権に関する基本問題調査研究会・専門部会

2018. 10. 25

和光大学 星野菜穂子

問題意識と課題

- 近年、地域間財政力格差への関心が高まり、地方財政 制度において地方税の偏在是正措置が検討課題。
- 総務省資料では、地方消費税増税の下での財源超過額 拡大が問題視されている。
- このような状況下、前提となる格差やその中身について 定量化し認識しておくことは重要。
- すでに実施された偏在是正措置にともなう格差の変容
 について十分な検証が行われているわけではない。
- 本報告では、2007年度以降の市区町村を対象に標準財 政規模について格差分析。格差の中身についても検討 し得られた示唆について考察。
報告の流れ

1. 先行研究

2. 2007年度以降の全体動向:一般財源中心に

3. 標準財政規模の格差分析

3.1 構成要素別要因分析

3.2 団体別動向

むすびにかえて

1.先行研究

Oこれまで<u>市町村を対象</u>に一般財源の格差分析 →貝塚ほか(1987)高林(2005)。齋藤(2010)。

〇近年の一般財源格差分析

	対象	方法	課題·結果
宮崎(2017)	全国市町村 4府県内市町 村 2000~2014 年度	ー般財源総 額 タイル尺度、 構成要素の 要因分解	 普通交付税の財政調整機能を明らかにする。 2006~08年は総額格差拡大効果が低下、需要額の臨財債振替と市町村民税所得割の収入額差引によって支えられており、2000年代以前のあり方と異なる。調整前・調整後で市町村合併の影響も分析。
宮崎(2016)	全国都道府 県と市区町村、 2013、2015、 2017年度	ー 大税 (交 (支 府 た 、 方 府 、 方 府 、 、 方 府 、 、 方 府 、 、 方 府 、 、 方 方 二 、 方 ガ 二 、 方 六 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 方 二 、 一 、 二 、 方 二 、 方 二 、 一 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 、 一 、 二 分 数 の 、 、 、 二 六 分 、 、 、 、 、 、 二 分 新 、 、 、 、 、 、 、 、 二 、 分 新 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、 、	 格差の分析、地方税制変更のシナリオ分析 ①交付税等によって一人当たり一般財源格差拡 大、②地方法人税の拡充は一人当たり一般財源 格差拡大、③地方消費税改革は地域間の財政格 差をほとんど減少させないか、悪化、④交付税等 を一律減少させることで一人当たり一般財源格差 是正。 ⇒交付税によって地域間財政格差拡大、格差是正 のためには地方法人税の拡充や地方消費税改革で はなく地方交付税改革。

⇒「総額」の格差と「一人当たり額」の格差

⇒本研究では「総額」格差を主。

2014年度以降(16年度まで)を含むタイル尺度を用いた格差の要因分析。 特別区。 標準財政規模を対象。

4

2. 2007年度以降の全体動向:一般財源中心に





○一般財源は90年代比では増えない。ここ10年は一般財源総額が「実質的に」水準確保されている姿。基準年を下回らない水準での維持確保。
 ○水準超経費を除く一般財源(=交付団体の一般財源)も増えない。維持・微増。
 ○一般財源の中身をみると臨時財政対策債によっても賄われている。一般財源の質。近年は2014年度消費税率引き上げに伴う地方消費税増→地方税収増。

地方交付税算定基礎																	
億円	当初																
	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29
統人司	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
- 截 云 訂 ± 中支 ム	100 701	107 010	110 651	112 204	100 600	106 107	147.066	147 507	100.015	05 520	106 101	110 517	110 204	100 101	125 500	145 106	145 105
ム 上半刀 風 午 庄 蚌 首 ム	-970	-970	-6 500	-1 744	-970	-970	-970	-2 970	-2 006	90,030	-000	-4.464	-2 000	-2 145	-2,496	140,100	-2 010
四十反相并力 1、計(は完本公室)	138 861	126 // 8	106 1/12	111 560	110.010	125 267	1/6 106	2,070	118 320	0/0	105 102	4,404	108/06	110 0/6	2,400	1/13/205	1/1 225
所行法定加賀等	5 983	3 306	2,369	3 450	4 258	5 1 2 9	140,130	6 744	7 231	7 561	8 062	9 752	8 231	8 648	4 3 2 6	5 536	6.307
調査の加算す	0,000	0,000	2,000	0,100	1,200	0,120	0	0	10 000	14 850	12 650	10 500	9 900	6 100	2 300	0,000	0,007
高時財政対策加算 1	14.368	31.326	55.416	38.876	21.641	7.029	0	0	25.553	53.880	38,154	38,361	36.045	26,438	14.529	2.747	6.651
1 (1)	159,211	161,080	163,926	153,886	145,709	137,425	146,196	151,401	161,113	170,945	163,968	164,666	162,672	160,232	154,169	151,578	154,343
特別会計																	
也方法人税法定率分	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	4.770	6.365	6.439
也方法人税過年度精算分	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-64
反還金	0	0	0	1	2	2	3	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0
寺別会計借入金	43,487	35,649	19,515	17,755	15,911	11,610	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
寺別会計借入金償還額	0	-391	-799	-799	-799	-799	-5,869	0	0	0	-1,000	-1,000	-1,000	-2,000	-3,000	-4,000	-4,000
寺別会計借入金利子充当分	-6,329	-5,689	-6,150	-6,382	-6,591	-6,773	-5,661	-5,711	-5,711	-5,712	-4,361	-2,428	-1,746	-1,729	-1,614	-1,584	-820
寺別会計剰余金の活用	1,800	4,800	4,200	4,400	4,400	4,700	2,150	2,500	2,800	3,700	5,000	5,200	2,000	1,000	1,000	0	3,400
機構の公庫債権利子変動準備金の活用	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3.500	6.500	0	3.000	2,000	4.00
前年度からの繰越金	5,328	0	0	0	10,347	12,908	15,208	5,869	0	0	10,126	4,608	2,199	11,349	9,224	12,644	0
† (2)	44,286	34,369	16,766	14,975	23,270	21,648	5,831	2,660	-2,910	-2,010	9,765	9,880	7,953	8,623	13,380	15,425	8,955
	203,498	195,449	180,693	168,861	168,979	159,073	152,027	154,061	158,202	168,935	173,734	174,545	170,624	168,855	167,548	167,003	163,298
品時財政対策値(臨時財政対策特例加昇相当額) た時時代の法律(開始)	14,368	31,326	55,416	38,876	21,641	/,029	0	0	27,553	53,880	38,154	38,361	36,045	26,438	14,529	2,/4/	6,651
品時財政対策値(既任値の元利値速金分等) 	120	935	3,280	3,029	10,590	22,043	26,300	28,332	23,933	23,189	23,439	22,9/2	26,086	29,513	30,/20	35,133	33,802
T 3	14,488	32,261	58,696	41,905	32,231	29,072	26,300	28,332	51,486	//,069	61,593	61,333	62,131	55,951	45,249	37,880	40,453
SAT ()+Q+3	217,980	227,710	239,389	210,766	201,210	188,145	1/8,32/	182,393	209,688	240,004	235,327	230,878	232,/00	224,800	212,/97	204,883	203,/51
(出所)「地方財政要覧」「地方交付税のあらまし」よ り作成。																	
○2014(平成26)年皮 地万法人梲の創設、交付梲原貧化																	
けし住民税(けし税割)の税率を引きてばてしたけ、坐款人に相坐すて地ナナー																	
云入住氏抗(法人	、们兀吉	ע <i>ו</i> ניז (ניז	们兀台	÷۲	10	<u>r</u> 0	°∂C	دى	<u> </u>	コ記	71-	「日三	397	シ 心.	门石	へ	
税を創設。その税収	又全谷	額を	交付	祝筆	≨特5	引会	計に	直接	E繰2	入、İ	也方	交付	祝厚	ういちょう うちょう うちょう うちょう しんしょう しんしょ しんしょ	化。		
	· 上 ·	тц, — .		T TH			a		~ 10140	•••	_,,,		17017				
〇2015(平成27)年度 地万交付税法定率見直し																	
02015(十成27)年	·)文 \ +/	た伏	ᅎᇁ	J 176		. -9		`									7

□ 地財計画

- 規模は構造改革の縮減から下げ止まり・転換。90年代程増えない。
- 歳出特別枠計上(→平時モードで縮減)、社会保障シフト。
- □ 一般財源総額
- 水準維持。基準年を下回らない水準での維持確保。
- 社会保障経費増大のなかの維持。
- 中身には臨財債。近年は地方税収増(地方消費税増)。

□ 地方交付税の原資

- ・「別枠加算」等の加算。
- 法定率分の変化-地方法人税原資化、交付税率見直し。しかし 財源不足。
- □ 従来と異なる手法の格差是正措置
- ・ 地方法人課税の偏在是正措置→2008年度地方法人特別税及び 地方法人特別譲与税。2014年度地方法人税。
- ・ 普通交付税算定方法の変化→歳出特別枠に対応した普通交付税 特定費目の設置。臨財債算定方法の変化

⇒一般財源総額水準維持の下、地方消費税増もあるなか、従来と異なる手法での格差是正措置。

3. 標準財政規模の格差分析

標準財政規模とは

- 「地方公共団体の標準的な状態で通常収入されるであろう経常的 一般財源の規模を示すもので、標準税収入額等に普通交付税を加 算した額」。
- 「なお、地方財政法施行令附則第10条第1項及び第2項の規定により、臨時財政対策債の発行可能額についても含まれる」。(『地方財政白書』)

→標準財政規模=標準税収入額等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額

標準財政規模で格差分析を行う意義

- 一般財源でなく標準財政規模=実態ではない
- 国の「標準」見積もりにもとづく一般財源の規模。
- 留保財源、財源超過額等の構成要素に分解可能なため、近年問題 視されている格差を定量化することが可能。

9

✓ 標準財政規模を扱うにあたって

標準財政規模=標準税収入額等+普通交付税+臨時財政対策債発行可能額。

地方財政状況調查00表、市町村分

005:基準財 政収入額 (千円)	006:基準財 政需要額 (千円)	007:標準税 収入額等 (千円)	008:標準財 政規模(千 円)	009:臨時財 政対策債発 行可能額 (千円)
1	2	3	4	5

①、②、③は一本算定。⑤は算定替。

〇臨財債は一本算定を使用。「市区町村別基準財政需要額」の臨財債発行可能額 〇普通交付税=基準財政需要額②-基準財政収入額①+錯誤額+調整額

→普通交付税は②一①とした。②一①<0の場合は普通交付税はゼロ、財源超過額。 〇00表の特別区データは地方財政法施行令第13条第1項第5号ベース。

→特別区は交付税ベース(通常の市町村と同様の方法で算出した数値。総務省からの提供数値を転記したもの)とした。「市区町村別基準財政需要額」、東京都提供データ使用。
→本来東京都と特別区は合算算定だが特別区のみ抽出。

〇臨財債が標準財政規模に加えられるのは2010年度以降。本分析では継続性の観点から 2007~09年度も臨財債を加えた数値を標準財政規模とした。

⇒本分析で用いる標準財政規模は計算値となり公表値④とは異なる。

標準税収入額等③+普通交付税(②-①)+臨財債(一本算定)=標準財政規模 (②<①のときはゼロ)

\checkmark	市区町村団体数変化について	C
\checkmark	市区町村団体数変化についる	C

区分	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
区方	平成19	平成20	平成21	平成22	平成23	平成24	平成25	平成26	平成27	平成28
団体数										
特別区	1	1	1	1	1	1	1	1	1	
市町村合計	1, 793	1, 777	1, 727	1, 727	1, 719	1,719	1, 719	1, 718	1, 718	1, 7
改令指定都市	17	17	18	19	19	20	20	20	20	
中核市	35	39	41	40	41	41	42	43	45	
拖行時特例市	44	43	41	41	40	40	40	40	39	
都市	687	684	686	686	687	688	688	687	686	6
中都市	166	164	167	169	167	166	165	164	156	1
小都市	521	520	519	517	520	522	523	523	530	5
町村	1,010	994	941	941	932	930	929	928	928	9
町村(人口1万人以上)	516	506	471	466	452	447	445	441	434	4
町村(人口1万人未満)	494	488	470	475	480	483	484	487	494	5
人口										
寺別区	8, 413, 883	8, 476, 919	8, 519, 059	8, 558, 242	8, 591, 695	8,966,891	9.016.342	9 102 598	9, 205, 712	9,302.9
「町村合計	118 652 295	118 599 264	118 538 801	118 365 168	118 067 988	119 406 988	119 422 006	119 123 885	118 860 499	118 604 1
2013 13 10 10 2015	24 136 806	24 244 526	25 020 151	25 770 400	25 824 768	27 136 438	27 220 948	27 267 952	27 333 950	27 394 2
したました	15 151 433	16 619 689	17 163 778	16 465 234	16 808 415	16 656 132	17 004 050	17 388 754	18 269 766	18 965 6
6行時转例市	12 120 827	11 799 120	10 962 190	10 967 725	10 655 022	10 625 548	10 636 378	10 455 852	10 112 050	9 383 7
811 83 19 19 19	54 025 703	52 963 176	53 289 335	53 137 800	53 066 060	53 378 472	53 050 005	52 616 790	51 846 884	51 711 9
山然市	26 184 207	25 254 106	25 638 021	25 831 190	25 701 645	25 799 002	25 485 736	25 228 832	23 939 /1/	23 925 5
小都市	27 841 206	27 709 070	27 651 214	27 306 620	27 365 224	27 570 201	27 565 250	27 287 040	23, 333, 414	23, 323, 3
ין ישויין א זי גו	13 217 526	12 072 744	12 103 240	12 024 000	11 711 012	11 610 207	11 500 625	11 20/ 5/7	11 206 040	11 1/9 6
	10, 610, 207	10, 440, 226	0 600 700	0 504 461	0.054.020	0 145 020	0.054.000	0 040 272	0 000 001	0 621 0
	2 500 220	2 522 409	9,000,723	9, 364, 401	9, 254, 939	9, 145, 930	9,054,980	0, 940, 372	0, 020, 301	0,031,2
	2, 599, 229	2, 532, 406	2, 422, 025	2, 439, 539	2,430,974	2,404,407	2,404,000	2, 440, 175	2, 470, 040	2, 317, 4
비수奴 / ㅗ /	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100
[비미 11 ㅁ 리 b 소 반 宁 환 士	100.0	100.0	100.0	1 1	100.0	1 0	1 0	1 00.0	1 0	100
以节拍走御巾	0.9	1.0	1.0	1.1	1.1	1.2	1.2	1.2	1.2	1
11 核巾 左侧末	2.0	2.2	2.4	2.3	2.4	Z. 4	2.4	2.5	2.0	2
包1丁吋1吋10100	2. 3	2.4	2.4	2.4	2.3	2. 3	2.3	2. 3	2.3	40
	30.3	36.5	39.7	39.7	40.0	40.0	40.0	40.0	39.9	40
	9.3	9.2	9.7	9.8	9.7	9.7	9.0	9.5	9.1	9
小御巾	29.1	29.3	30.1	29.9	30.3	30.4	30.4	30.4	30.8	30
	56.3	55.9	54.5	54.5	54.2	54.1	54.0	54.0	54.0	54
	28.8	28.5	27.3	27.0	20.3	26.0	25.9	25.7	25.3	24
	27.6	27.5	21.2	27.5	27.9	28.1	28. Z	28.3	28.8	29
	0.0	0.7	0.7	0.7	<u> </u>	7.0	7.0	7.1	7.0	-
守川区	6.6	6. /	6. /	6. /	6.8	7.0	7.0	/.	1.2	/
2、〒恒定都市	19.0	19.1	19.7	20.3	20.4	21.1	21.2	21.3	21.3	21
11 核巾	11.9	13.1	13.5	13.0	13.3	13.0	13.2	13.6	14.3	14
也1丁時1待例巾	9.5	9.3	8.6	8.6	8.4	8.3	8.3	8.2	7.9	
	42.5	41.7	41.9	41.9	41.9	41.6	41.3	41.0	40.5	40
中都市	20.6	19.9	20.2	20.4	20.3	20.1	19.8	19.7	18.7	18
小都市	21.9	21.8	21.8	21.5	21.6	21.5	21.5	21.4	21.8	21
	10.4	10.2	9.5	9.5	9.2	9.0	9.0	8.9	8.8	8
町村(人口1万人以上)	8.4	8.2	7.6	7.6	7.3	1.1	7.1	7.0	6.9	6
	2 0	2.0	1 9	1.9	1.9	1.9	1.9	1.9	1.9	2



標準財政規模の総額格差:計算値と公表値の比較(タイル尺度)



計算額一公表額(%)

	普通交付税	臨財債	計
2007	1.9	0.1	2.0
2008	-2.3	0.1	-2.2
2009	-2.2	0.2	-2.1
2010	-2.4	-0.7	-3.1
2011	-2.9	-0.3	-3.1
2012	-3.0	-0.2	-3.2
2013	-3.1	-0.1	-3.2
2014	-2.8	0.0	-2.8
2015	-2.2	0.1	-2.1
2016	-1.4	0.2	-1.2

公表額の普通交付税は標準財政規模 - 臨財債(公表額) - 標準税 収入等(公表額)で求めたもの。

市町村団体数変化の影響

	標準財政規	漠のタイル尺度	变	全国市町村の一般財源のタイル尺度						
	(計算値、特	別区除く)		(宮崎(2017))					
	調整前	調整後	差	調整前	調整後	差				
2007	0.9885	0.9738	0.0147	0.9588	0.9432	0.0157				
2008	0.9777	0.9671	0.0106	0.9484	0.9372	0.0112				
2009	0.9520	0.9518	0.0002	0.9250	0.9247	0.0003				
2010	0.9394	0.9393	0.0001	0.9046	0.9043	0.0002				
2011	0.9542	0.9541	0.0001	0.9063	0.9062	0.0001				
2012	0.9568	0.9567	0.0001	0.9061	0.9059	0.0001				
2013	0.9598	0.9597	0.0001	0.9070	0.9069	0.0001				
2014	0.9633	0.9633	0.0000	0.9184	0.9184	0.0000				
2015	0.9505	0.9505	0.0000							
2016	0.9555	0.9555	0.0000							

(注1)「調整後」は宮崎(2017)を参考に、2016年度時の市町村を基準にそれ以前のデータを調整した。 (注2)宮崎(2017)の数字は同、p.65より抜粋



3.1 構成要素別要因分析

3.1.1 基準財政収入額+留保財源+普通交付税+臨財債発行可能 額

標準財政規模

- =標準税収入額等+普通交付税+臨財債発行可能額
- =基準財政収入額+留保財源+普通交付税+臨財債

(市町村民税(均等割))
 (市町村民税(所得割))
 (市町村民税(法人割))
 (固定資産税)
 (地方消費税交付金)
 (その他)









〇留保財源と財源超過額の格差寄与率は2014年度以降上昇、3割程度。ただし2007~09年度 は下回る。格差寄与率は基準財政需要額振替前がもっとも大だが準タイル尺度はもっとも低い。 〇特別区除くと、財源超過額の格差寄与度は2014年度以降上昇はあるが特別区含と比べれば、 わずか(表3-2)。

→財源超過の問題の多くは特別区問題?

〇2011~14年度の格差拡大局面、11年度こそ基準財政需要額振替前が増加寄与だが、その 後は留保財源、財源超過額が格差拡大寄与。

○2015、16年度では基準財政需要額振替前は寄与低下するなか財源超過額が格差寄与。 ⇒近年、基準財政需要額よりは財源超過額・留保財源を要因とする格差拡大圧力。



小括

- 標準財政規模の総額格差は2007~10年度縮小の後、11~14年度拡大、15年度以降、一旦縮小、拡大鈍化。
- (収入)
- 2011~14年度の格差拡大過程では、市町村民税(法人割)を中心とした基準財政収入額と留保財源が拡大に寄与。
- 2015年度以降は、地方消費税交付金が拡大に寄与するなか市町村 民税(法人割)が是正寄与、臨財債が是正寄与をもつことで拡大鈍化。
 普通交付税以上に臨財債で是正。→従来と異なる手法の是正。
 (需要)
- 財源超過額は2014年度以降、格差寄与を高め、留保財源とあわせ3 割程度の格差寄与。基準財政需要額は格差寄与低下。
- 基準財政需要額振替前の総額格差寄与は「厚生費」「公債費」等で大、 「その他特別枠」等は基本、是正寄与。
- 近年、基準財政需要額振替前の格差寄与低下は「厚生費」の拡大圧力があるなか、「総務費」「包括算定経費」等を要因。
- →今後も「厚生費」増とすれば基準財政需要額には総額格差拡大圧力。

3.2.団体別動向

〇大都市、中核市、施行時特例市、都市、町村と特別区。
 〇総額タイル尺度(特別区除く)と(特別区含)の差は2014年度以降、拡大。
 〇総額タイル尺度(特別区除く)ではグループ間格差が大半。

O2011~14年度伸び率は市町村民税(法人割)を中心とした伸びに留保財源が加わり、特別区、大都市、中核市で相対的に高い伸び。

○2014~16年度伸び率は地方消費税交付金が全団体で増。市町村民税(法人割)のマイ ナス寄与は特別区、大都市で相対的に大きい。臨財債のマイナス寄与は特別区除く全団 体でみられるが大都市で大きい。





むすびにかえて:格差分析から得られた示唆と考察 ・ 消費税率引き上げに伴う地方消費税交付金増が影響している格差是正 →財源超過·留保財源増によって生じる格差 →特別区の扱い、どうみるか →ただし特別区の標財・財源超過は問題ないか →標準的財政需要がいずれの団体にも確保された上で必要な格差是正とは (財源超過・留保財源で賄う財政需要の格差が問題か)
 格差是正の手法多様化-市町村民税(法人割)の地方法人税化をつうじた是正、 臨財債、その他特別枠等
 ✓ 市町村民税(法人割)地方法人税化→特別区(不交付団体)、大都市 ✓ 臨財債→地方税収増による減の影響もあるが財政調整としても機能 とくに大都市に影響 ✓ その他特別枠→小規模団体に配分増、算定方法は基本、格差に是正寄与。 → 財政調整の到達点が不明確であり、財政調整の論拠を薄弱にするのでは。
 → 普通交付税の機能 ・ 現状の格差是正問題は団体間の問題だけでなく一般財源総額の問題でもある
→格差是正問題は地財計画一般財源総額が伸びないなかでの問題 財源超過・留保財源の増大は基準財政需要額を抑える。 →社会保障経費が増大するなかでの一般財源総額の維持確保

(参考文献)

- 貝塚啓明ほか(1987)「地方交付税の機能とその評価 PartⅡ」『フィナンシャル・レビュー』4号、pp.9-26
- 齋藤由里恵(2010)『自治体間格差の経済分析』関西学院大学出版会
- ・ 菅原宏太(2006)「地方財源の地域間偏在-地域間税収格差と地方交付税の再分配効 果 JORC Discussion Paper series, No.REGION-16
- 高林喜久生(2005)『地域間格差の財政分析』有斐閣
- 中井英雄(2018)「都道府県・需要額の社会保障シフトによる財政調整効果の低下-臨時費目による地方部自治体の下支え-」『地方財政』57(2)pp.4-16
- 星野菜穂子(2013)『地方交付税の財源保障』ミネルヴァ書房
- 星野菜穂子(2016)「格差是正と地方交付税ー都道府県を対象とした分析を踏まえて」 『自治総研』452号、pp.54-73
- 宮崎毅(2016)「財政力の地域間格差と税源配分:交付税は格差を是正するのか?」 『フィナンシャル・レビュー』127号、pp.166-182
- 宮崎雅人(2017)「2000年以降における地方交付税制度の財政調整機能に関する分析」『2000年代の地方財政』pp.64-80

(参考資料)

- ・ 総務省自治税務局「第2回国と地方のシステムWGご説明資料②」平成29年3月6日
- 総務省「地方財政状況調査」各年度
- 総務省「地方団体の歳入歳出総額の見込額」各年度
- 総務省「市町村別(費目別)基準財政需要額 一本算定ベース」各年度
- 総務省「市町村別(税目別)基準財政収入額 一本算定ベース」各年度
- 総務省「住民基本台帳登載人口」各年度
- 東京都財務局提供データ

局提供 1.480 1.479 1.482 1.449 1.467 1.479 1.479 1.516 1.516 8.5 8.7 8.7 8.5 7.7 7.9 7.9 7.7 8.0 0.078 0.079 0.073 0.068 0.066 0.065 0.067 0.065 0.065 0.115 0.116 0.109 0.095 0.095 0.095 0.098 0.097 0.097 その結 東京都財務 地方消費税 交付金 1.446 1.447 1.437 1.437 1.442 1.442 1.467 1.467 1.467 1.449 1.414 1.426 0.033 0.031 0.034 0.032 0.033 0.033 0.033 0.033 0.033 0.060 0.047 0.045 0.049 0.048 0.048 0.048 0.048 0.048 0.048 0.058 0.058 固定資産税 1.560 1.555 1.576 1.576 1.576 1.583 1.583 1.605 1.609 1.609 1.613 1.627 0.214 0.217 0.218 0.221 0.221 0.221 0.210 0.209 0.205 0.205 0.334 0.337 0.342 0.348 0.350 0.337 0.337 0.337 0.337 0.337 24.7 25.2 26.6 28.2 28.3 28.3 27.1 26.9 26.6 26.3 26.6 26.3 基準財政収入額」 市町村民税 (法人割) [12.2 11.7 7.3 5.2 6.0 7.0 7.0 7.0 7.0 2.570 2.579 2.579 2.579 2.390 2.376 2.275 2.562 2.562 2.562 0.064 0.061 0.036 0.036 0.027 0.027 0.033 0.037 0.037 0.040 0.040 0.164 0.157 0.094 0.057 0.064 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.075 0.057 0.0557 0.0070 市町村民税 7 (所得割) 1.593 1.573 1.573 1.569 1.569 1.569 1.605 1.608 1.613 1.613 1.649 0.188 0.188 0.189 0.171 0.177 0.177 0.177 0.177 0.177 0.177 0.299 0.297 0.268 0.278 0.287 0.287 0.286 0.287 0.288 0.288 22.2 22.4 23.1 21.8 21.8 22.5 22.9 22.9 22.9 22.6 22.5 (税目別) 1.616 1.612 1.602 1.569 1.593 1.578 1.578 1.578 1.566 1.568 0.014 0.015 0.015 0.015 0.015 0.015 0.015 0.015 0.015 0.023 0.024 0.024 0.024 0.024 0.023 0.023 0.023 0.023 均等割) 表2:総額(収入内訳)(特別区含、タイル尺度) 市町村別 72.9 73.2 69.3 69.6 70.4 71.4 73.0 73.0 1.664 1.658 1.617 1.591 1.599 1.599 1.620 1.635 1.661 1.654 1.656 0.591 0.590 0.565 0.565 0.536 0.534 0.539 0.539 0.548 0.560 0.560 0.568 0.983 0.979 0.914 0.836 0.858 0.865 0.865 0.861 0.881 0.881 0.911 0.911 0.941) 総務省「地方財政状況調査」 より作成。 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 1.348 1.336 1.287 1.287 1.287 1.287 1.243 1.243 1.243 1.275 1.275 1.275 1.275 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 000.1 1.348 1.336 1.287 1.287 1.238 1.238 1.243 1.251 1.275 1.275 1.279 1.279 1.279 2007 準タイル尺度 2008 準タイル尺度 2009 準タイル尺度 2011 準タイル尺度 2011 準タイル尺度 2013 準タイル尺度 2014 単タイル尺度 2016 単タイル尺度 2016 単タイル尺度 2016 単タイル尺度 2007 タイル尺度 2008 タイル尺度 2009 タイル尺度 2011 タイル尺度 2011 タイル尺度 2013 タイル尺度 2013 タイル尺度 2014 タイル尺度 2015 タイル尺度 2016 タイル尺度 2016 タイル尺度 2007 ウェイト 2008 ウェイト 2010 ウェイト 2011 ウェイト 2011 ウェイト 2013 ウェイト 2014 ウェイト 2015 ウェイト 2015 ウェイト 2007 磅与率 2008 磅与率 2008 磅与率 2010 磅与率 2011 磅与率 2013 磅与率 2013 磅与率 2013 磅与率 2015 磅与率 2015 磅与率 2016 磅与率 (出所)データ上

 \sim

臨時財政対策 債発行可能額 0.054 0.050 0.078 0.078 0.095 0.095 0.087 0.078 0.065 (費目別) 基準財政需要額」東京都財務局提供 0.041 0.038 0.059 0.076 0.077 0.077 0.077 0.072 0.063 4.0 3.8 9.2 9.2 6.9 6.1 5.1 4.5 1.329 1.327 1.319 1.276 1.258 1.258 1.182 1.182 1.182 1.087 地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会(2018.10.25)星野資料 -0.006 -0.007 0.002 0.015 0.015 0.012 0.004 -0.001 -0.006 0.187 0.192 0.205 0.228 0.228 0.228 0.228 0.228 0.226 0.216 0.216 -0.4-0.50.21.21.21.21.00.3-0.1-0.5 $\begin{array}{c} -0.031\\ -0.035\\ 0.011\\ 0.066\\ 0.066\\ 0.054\\ 0.020\\ -0.024\\ -0.028\end{array}$ 普通交付税 1.747 1.749 1.711 1.688 1.680 1.690 1.705 1.708 1.748 1.760 1.760 0.182 0.180 0.171 0.157 0.157 0.161 0.164 0.164 0.164 0.161 0.165 0.315 0.293 0.266 0.275 0.275 0.279 0.284 0.284 0.284 23.5 23.5 22.8 21.6 21.8 22.1 22.1 22.3 22.5 22.5 22.5 22.5 0.317 留保財源 基準財政収入 額 ..664 ..658 ..617 ..617 ..591 ..591 ..599 ..599 ..659 ..635 ..635 ..654 0.591 0.590 0.565 0.536 0.536 0.534 0.539 0.539 0.560 0.560 0.983 0.979 0.914 0.858 0.858 0.865 0.865 0.881 0.911 0.926 0.926 0.926 72.9 73.2 68.0 69.3 69.6 70.4 71.4 71.4 73.0 「市町村別 ..348 ..336 ..287 ..231 ..231 ..238 ..243 ..243 ..251 ..251 ..275 ..275 .348 .336 .287 .287 .231 .233 .233 .243 .275 .275 .275 .275 .275 .279 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00 標財合計額 タイル尺度) (出所) 総務省「地方財政状況調査」 ジータより作成。 タイル尺度=準タイル尺度×ウェイ 2007 準タイル尺度 2008 準タイル尺度 2008 準タイル尺度 2010 準タイル尺度 2011 単タイル尺度 2011 単タイル尺度 2012 単タイル尺度 2013 単タイル尺度 2015 単タイル尺度 2016 単タイル尺度 2016 単タイル尺度 2007 タイルトス度 2008 タイルトス度 2010 タイルトス度 2010 タイルトス度 2011 タイルトス度 2012 タイルトス度 2015 タイルトス度 2015 タイルトス度 2015 タイルトス度 2016 タイルトス度 表1:総額(収入)(特別区含、 2007 ウェイト 2008 ウェイト 2008 ウェイト 2010 ウェイト 2011 ウェイト 2012 ウェイト 2013 ウェイト 2015 ウェイト 2016 ウェイト 寄寄寄寄寄寄 马与与与与 寄寄寄寄寄寄 2007 2008 2009 2011 2011 2012 2013 2013 2015 2015 2015 7 19 7 20

(出所)総務省「地方財政状況調査」「市町村別(費目別)基準財政需要額」より作成、 0.925 0.910 0.888 0.886 0.902 0.904 0.907 0.908 0.908 0.897 0.897 0.805 0.807 0.820 0.845 0.845 0.845 0.842 0.842 0.842 0.842 0.837 0.744 0.735 0.728 0.749 0.763 0.763 0.763 0.763 0.763 75.3 75.1 79.7 79.7 79.7 79.5 79.5 79.3 79.2 財源超過額 基準財政需要額 振替前 1.020 1.147 1.147 1.140 0.512 0.512 0.355 0.355 0.355 0.355 0.353 0.353 0.838 0.020 0.020 0.016 0.004 0.003 0.003 0.003 0.005 0.005 2.1 2.4 1.9 0.3 0.1 0.2 0.4 0.2 0.021 0.023 0.018 0.018 0.001 0.001 0.001 0.001 0.002 0.006 0.006 0.175 0.173 0.164 0.164 0.152 0.153 0.153 0.155 0.156 0.156 0.223 0.220 0.206 0.188 0.191 0.193 0.193 0.198 0.198 0.198 1.279 1.273 1.254 1.255 1.258 1.258 1.258 1.260 1.272 1.272 1.274 22.6 22.5 21.6 20.0 20.1 20.1 20.3 20.5 20.4 20.5 20.4 特別区含まない 標財合計 留保財源 表 3-2: 総額(需要)(特別区除く、タイル尺度) 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 100.0 0.989 0.978 0.952 0.939 0.957 0.957 0.963 0.963 0.950 0.989 0.978 0.952 0.939 0.957 0.957 0.963 0.963 0.950 1.000 1.000 1.000 1.000 1.000 1.000 1.000 1.000 1.000 2007 準タイル尺度 2008 準タイル尺度 2008 単タイル尺度 2010 単タイル尺度 2011 単タイル尺度 2011 単タイル尺度 2013 単タイル尺度 2013 準タイル尺度 2015 準タイル尺度 2016 準タイル尺度 2016 準タイル尺度 2007 タイル尺度 2008 タイル尺度 2010 タイル尺度 2010 タイル尺度 2011 タイル尺度 2013 タイル尺度 2015 タイル尺度 2015 タイル尺度 2015 タイル尺度 2015 タイル尺度 2016 タイル尺度 2016 タイル尺度 2007 ウェイト 2008 ウェイト 2009 ウェイト 2011 ウェイト 2011 ウェイト 2013 ウェイト 2013 ウェイト 2015 ウェイト 2015 ウェイト 2016 ウェイト

 (新型区内小、ダイント八風) (新型区内小、ダイント八風) 4482474 2005 峰タイル尺度 4594747 2016 峰タイル尺度 1.336 2008 峰タイル尺度 1.337 2013 峰タイル尺度 1.338 2013 峰タイル尺度 1.231 2014 峰谷人し尺度 1.275 2015 ウェイト 2014 ウェイト 1.000 2014 ウィル尺度 1.275 2013 ウィル尺度 2014 ウィル 1.275 2013 ウィル尺度 2014 ウィル 1.279 2014 ウィル 2014 ウィル 1.279 2013 ウィル尺度 2014 ウィル尺度 2014 ウィル 2014 ウィル尺度 2014 ウィル 2014 ウィル尺度 2014 ウィル 2014 ウィル尺度 2015 ウェイト 2016 ウィル 2014 ウィル 2016 ウィル 2014 ウィル 2015 ウィル 2014 ウィル 2015 ウィル 2014 ウィル 2015 ウィル 2015 ウィル 2015 ウィー 2015 ウィル 2015 ウィー 2015 ウィー 2015 ウィー 2015 ウィル 2015 ウィー 2010 ウィー 2010 ウィー 2010 ウィー 20
(感) (感) 2000 2000 2000 2000 2000 2001 2000 2001 2001 2001 2000 2001

Г

м 4	需烦损率基 请替谢跳要	發宝莫舒店 魯	从以書城部	書規證	費責	な 体限转曲の子 変	費務錦	費稅發業意	費主導	1 費育;	养 費木:	: 費胡能	指合視縣			ΞÌ	
10	601'l	0.650	1.243	212.1	762.1	4	897.1	281.0	861.1	1.024	0.963	1.200	1.348	割只√~ を単 7002	61圡	形を	
2	700.1	848.0	1,265	1.205	1.252	£60.0-	387.1	201.0	881.1	610.1	0.936	101.1	1.336	第只小トや単 800S	420	ж-2-	
÷	1.064	949.0	1.228	412.1	1.228	\$10.0	S07.1	0.235	881.1	610.1	LL8'0	1,140	1.287	刻只いト や単 e002	12平	総合	
5	1.054	0'642	1.226	812.1	1.225	480.0-	978.1	0.263	081.1	1.030	788.0	241.1	1.231	第只小ト や単 0105	至22	务官	
N C	LL0.1	699'0	1.207	812.1	1.207	180.0-	110.1	0.285	1.201	1:042	¥78.0	Þ71.1	1.238	第只小トや単 1105	左23	省戎	
μ.	LL0.1	\$99.0	1.244	811.1	1.203	-0'392	1.639	0.289	1.203	240.1	898.0	891.1	1.243	第只小ト や単 2105	42平	<u>ـ</u>	
5	1.080	099'0	1.213	L96'0	061.1	161.0-	£73.1	792.0	1.206	840.1	198.0	1,164	1.251	第只小ト や単 5105	525	푚	
\$	920.1	848.0	881.1	960.1	141.1	-0.083	1.633	0.573	e12.1	1.054	848.0	6711	1.275	寛只いト を率 4102	92本	内	
	1.063	0.652	061.1	L60.1	131.1	0.073	£13.1	872.0	1.213	1.058	0'820	1.126	1.269	第只小ト や単 さ105	72平	惠	
Ē	290°1	9.655	871.1	1.083	961.1	211.0	1.64.1	182.0	1.229	1 064	# 98'0	241.1	672.1	週月-11トを単 8102	428	歐	
2	022.0	2010	020.0	210.0	280.0		100	100 0	870 0	080.0	2000	0.050	000 1	۲ <i>۲−</i> 4 / 2002	61壶	£.	
1	611.0	0000	1200	0 0 0 0 0	160.0	200.0	610.0	0000	095.0	1200	260.0	0 020	1 000	イアエム 8002	06本	R	
<u>а</u> –	18L 0	7000	6000	0 003	7600	100	1200	1000	6960	110.0	160.0	20023	0001	イアエム 6000 リーエム 6007	16本	麗	
ź	818.0	0010	960 0	200.0	260.0	2100	020.0	0 035	982.0	080.0	160.0	550 0	0001	イアエム 0102	至22	查	
`	0820	0010	660 0	0000	0010	1100	290 0	0 035	0 300	870.0	280.0	7500	000 1	4×=4 1102	本53	_	
È.	618.0	860.0	690'0	0.033	201.0	110.0	90'0	120.0	0'302	870.0	980.0	0.055	000.1	47±4 2102	本54		
È.	a18.0	¥60'0	¥60.0	600.0	201.0	10.0	6.063	020.0	0.312	920.0	6.80.0	0.052	000.1	12213 474F	型25 25	Ŧ	
4	608.0	880.0	290.0	140 0	2010	910.0	090 0	610 0	915.0	620 0	080.0	0 023	0001	1/×=4 102	92本	Ê	
<	018.0	780.0	650.0	0.044	0103	720.0	690.0	810.0	0'315	1/0.0	LL0'0	0.053	000.1	1212 474F	452	4	
Ŕ	\$08.0	280.0	890.0	740.0	901.0	0.024	<i>L</i> 90 [.] 0	810.0	0.313	690'0	970.0	0.053	000.1	イナエム 9107	28	R	
	7 854	780.0	980.0	610.0	0102		261.0	\$00.0	605.0	280.0	* 60 [°] 0	0.062	1.348	第只 1(トを 7002	61 ±	費	
	748.0	\$90.0	680.0	0.024	411.0	100.0-	0.129	\$00.0	0'308	870.0	£80.0	290.0	1.336	第只小トや 8002	02本	ш	
	128.0	0.063	111.0	0.002	011.0	000'0	121.0	900.0	0'314	870.0	080.0	090'0	1.287	第只小トや 0002	12平	Ē	
	298.0	90.0	111.0	0.002	611.0	100.0-	111.0	900'0	155.0	280.0	180.0	0.063	1.231	週月-11 下を 0105	422	\subseteq	
	\$88.0	£90°0	611.0	200.0	121.0	100.0-	601.0	900'0	0'360	280.0	920.0	\$90.0	1.238	第月-11トを 1105	至23	麦	
	288.0	90.0	980.0	10.037	0.122	+00.0-	701.0	900'0	195.0	180.0	¥70.0	\$90.0	1.243	第只 い トや S10S	₽2年	241 241	
	188.0	290.0	111.0	600'0	0.123	-0.003	901.0	900'0	9/6.0	670.0	170.0	090'0	1321	第月-11トや E102	525	黒	
	178.0	£90'0	870.0	\$1 0.0	0.122	100.0-	660'0	900°0	\$85.0	920.0	890'0	190.0	1.275	第只-1(下や 4105	92本	Ę,	
	0.862	£90'0	1/2010	840.0	611.0	200.0	101.0	900°0	875.0	970.0	90'0	090'0	1.269	第只 いトを 8105	72平	欧	
	858.0	† 90'0	890.0	190'0	611.0	0.003	960'0	900.0	0.384	\$ 70.0	# 90 [°] 0	090'0	1.279	刻只 いトを 8105	428	aff 1	
	5.58	6 F	1.8	V 1	87	00	80	50	0 6 6	0.8	02	97	0.001	率互案 7002	61壶	省	
	934	84	19	81	58	0.0	L 6	03	1 23 1	69	59	97	0 001	本 5 2008 2007 第 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2	200	HITTE	
	0 59	07	88	60	06	00	76	70	740	19	6.9	L 7	0 001	率支索 6000	16本	lm22	
	1.07	69	56	60	2.6	1.0-	0.6	50	57.4	L'9	5.0	19	0 001	本 5 2010 本 2 本 2 本 2 本 2 本 2 本 2 本 2 本 2 本 2 本	至22		
	4.17	4 .8	9.6	2.0	8.6	1.0-	8.8	9°0	1.92	9.9	1.8	5.8	0.001	率支零 1102	至23	Jn2	
	0.17	5.3	6'9	3'0	6.6	6.0-	9.8	9°0	9.62	G.8	6'9	1.8	0.001	本 4 2 1 0 2	42平	ii:	
	₽.0 <i>1</i>	0.8	1.6	<i>L</i> :0	8.6	2.0-	G'8	9°0	1.05	6.3	<i>L'</i> 9	8.4	0.001	本 5 2013 金 5 本 5 本 5 本 5 本 5 本 5 本 5 本 5 本 5 本 5	g2平	12	
	6.88	6.4	1.8	3.5	9.6	1.0-	L.T.	1 0	1.05	0.8	5.3	8.4	0.001	本 中 102	92本	资	
	6'/9	6.A	9.6	8.6	4.6	2.0	0.8	4.0	8.92	6.8	5.2	T.4	0.001	2015 書与書	72平	Ē	
	120		63		0 0				0.00		01	2 1	0.001	444	0010	表	

コンパクトシティが及ぼす地方行政費用への影響 - 都市スプロール弾力性の市町村別推計 -*

井田知也 (近畿大学経済学部)・小野宏 (大分大学経済学部)

要旨

本稿は都市構造が及ぼす地方行政費用への影響に係る実証分析である. なお,本研究の 特徴は次の3点である.第1に,都市計画の分野も含む幅広い範囲の既存研究に従い,多 様な都市構造を複数の代理変数に基づき測定している.第2に,一般的な議論に従い,コ ンパクトシティは市町村の歳出額でなく地方公共サービスの供給費用を抑制するとして 分析している.第3に,都市構造が地方財政に及ぼす影響は地域ごとに異なる可能性を考 慮して,実証分析の視座となる理論枠組みを構築している.具体的には,我々は地方政府 の歳出関数を地方公共サービスの費用関数と需要関数の結合から理論的に導出して,日本 の 2008 年度の市町村別クロスセクション・データに基づき,同関数を推計している.そ の結果,都市構造の地方歳出額に対する推計係数は-0.294~0.226 で統計的に有意となり, さらに都市構造を 1%抑制すると地方公共サービスの限界供給費用は何%変化するかの指 標である都市スプロール弾力性は-0.207~0.324 となった.つまり,都市構造の抑制は,地 方公共サービスの供給費用を削減させる場合だけでなく,反対に増加させる場合もあるこ とが示された.

1. はじめに

近年,我が国ではコンパクトなまちづくりを目標とする地方自治体が多く,同概念 が急速に浸透している.ところが,コンパクトシティに係る議論はしばしば混乱して いる.というのは,コンパクトシティの利点と問題点が,経済面,環境面,生活面と異 なる観点から議論されることが多いからである.そのため,同議論を行うにはどの観 点から分析をしているのかの明示が重要となる.本研究では,経済面,特に財政面に 着目してその分析を行う.そこで,まずコンパクトシティの財政面の利点と問題点か ら振り返る.

^{*}本稿の作成にあたり、地方分権基本問題調査研究会専門分科会に出席の各委員および総務省職員の皆 様から貴重な意見を頂いた.ここに感謝の意を表する.また、本本研究は JSPS 科研費 JP26512009・ JP17K03787 から助成を受けている.

コンパクトシティの財政面の利点とは何か. その答えは次のような都市スプロール の問題の解決にある. 第1は,非効率な行政サービスの提供である. 例えば,同質だ が人口密度が異なる2都市で同レベルのゴミ収集を行うとする. この場合,人口密度 が低い都市は,サービスエリアが広範囲となる. このため,同市は収集車をより多く 所有するか,現有車の出動を増加させる必要がある. すなわち,都市がコンパクトな 場合より,行政サービスの供給費用が追加的に必要となる. 第2は,社会資本の非効 率な整備と維持補修の増大である. 農業地域等の開発が進むと,当然,相対的に住民 が少ない同地域にも道路・水道・下水道等を提供する必要があり,当然定期的なメン テナンスも不可欠である. コンパクトシティの財政面の利点は,このような様々な行 政費用の削減である.

他方, コンパクトシティの財政面の問題点と何か. コンパクトシティの批判として, 都市の過密や住環境の悪化がある.例えば,過密が進む地区では交通渋滞が多発する ため,他地区よりごみ収集に時間を要する.一方,住環境が良くない地区では,犯罪 の多発により警察官の出動が多くなる.前者は地方公共サービス供給の効率性を低下 させ,後者はその数量を増加させる.つまり,都市の過密や住環境の悪化が進むと, 様々な行政費用が増加するというわけである.コンパクトシティの財政面の問題点は この点にある.

従来から欧米ではこの問題に関心が高く,都市構造に伴い変化する行政コストの推 計が数多く蓄積されているが,相反する推計結果が併存する.すなわち,都市が過密 すると貧困・犯罪等の増加から,地方公共サービスの供給費用は増加するとの研究(例 えば,Ladd and Yinger 1989;Ladd 1992・1994; Pflieger and Ecoffey 2011)から,都市がス プロールすると地方公共サービスの供給が非効率となりその費用が増加するとした分 析(例えば,Carruthers and Ulfarsson 2003・2008, Hortas-Rico and Sole-Olle 2010)もある. 他方,我が国の研究は欧米とは異なる手法で,同分析が進められている.これらの研 究を振り返ると,確かに倉本(2010)はコンパクトシティと地方歳出額には因果関係は確 認できないとしているが,多くの研究は我が国でもコンパクトシティにはそれを削減 する効果があるとしている(例えば,川崎 2009,沓澤 2015・2016).すなわち,都市構 造と地方行政費用の因果関係は概ね存在するとされている.

ただ,我が国の既存研究には,次のような課題が含まれる.第1は実証分析の視座 となるべき明示的な理論的枠組の欠如である.コンパクトシティの達成により削減さ れる地方公共サービスの供給費用は、都市構造の現水準だけでなくその変化にも依存 する.回帰分析は同効果の有無は確認できるが、この評価にはさらに理論分析に基づ く推計パラメータの経済的な解釈が必要となる.第2は地方政府の歳出額と地方公共 サービスの供給費用の曖昧な区別である.前述の通り、コンパクトシティは地方歳出 額ではなく地方公共サービスの供給費用の削減を導く.しかし、地方自治体の歳出額 には陳情等を通じて達成される住民の地方公共サービスに対する需要も含まれるため、 両者の区分は重要である.第3は、都市構造の多様性の不十分な考慮である.地方公 共サービスの供給範囲は、様々な形態がある都市構造に依存する.したがって、多様 な都市構造を表現できる代理変数の構築が必要である.

そこで, Ida and Ono (2019)はこの3課題の解決を行い, コンパクトシティの定量的 な評価に必要な都市構造の抑制で削減される地方公共サービスの供給費用を計測した. 具体的には,地方政府の歳出関数の推計式を地方公共サービスの費用関数と需要関数 の結合から理論的に導出して,日本の 2008 年度の市町村別クロスセクション・データ を用いて推計した.なお,本推計は多様な都市構造が表現可能な複数の代理変数に基 づき実施している.その結果,統計的に有意性が高い推計結果に基づき計測したとこ ろ,都市構造の 1%抑制は地方公共サービスの限界供給費用を何%変化させるかを示す 都市スプロール弾力性は 0.053~0.113 となった.

ところで、同共拙稿は、都市スプロール弾力性は全市町村が同一としてその計測を 行っている.しかし、都市構造が地方公共サービスの供給費用に及ぼす影響は地域環 境に依存することが考えられ、同弾力性は市町村ごとに異なる可能性がある.そこで、 本研究はこの点も考慮して、Ida and Ono (2019)と同様の分析フレームワークに基づき 計測した.その結果、都市スプロール弾力性は-0.207~0.324 となった.つまり、都市 構造の抑制は地方公共サービスの供給費用を減少させるだけでなく増加させる効果も 確認された.したがって、我々の推計結果は、都市構造が地方行政費用に及ぼす影響 について欧米の既存研究が示した相反する推計結果は併存の可能性があり、どちらが 顕在化するかは各市町村の地域環境に依存することを示唆する.

最後に、本稿の残りの構成を表す.第2節では都市構造の測定とその代理変数を検 討する.第3節では市町村の歳出関数の理論分析から実証分析の推計式を導出すると 同時に、推計パラメータを経済学の観点から解釈する上での視座を提供する.第4節 では実証分析で用いるデータとその出所の解説を行い、第5節では推計結果とそれに 基づく都市スプロール弾力性を示す.最後に第6節では、本稿の結論とそれに基づく 政策提言を表す.

都市構造の測定

本節では、都市スプロールの測定を議論する.日本では、都市スプロールを直接的 に計測した統計データはない.そのため、本研究では、代理変数に基づき都市スプロ ールを計測する.代理変数はその事象に直接関係があり相関性の高い事項に基づき構 築される必要がある.一般的には、その概念に基づき代理変数が構築される.

この概念を具体化した OECD(2012)の定義は「都市スプロールとは,都市開発が無秩 序に拡大すること.低密度,土地利用の分離,不十分なインフラ整備を特徴とする. 都市スプロールは,開発が未開発地を飛び越えて行われる虫食い開発の形もある.」 である.他方,都市計画及び社会科学を含む各分野の既存研究も,都市スプロールを 色々定義している(例えば,Jaeger et al.2010の表1を参照).つまり,Johnson (2001)の 主張の通り,都市スプロールには多様な形態があり普遍的な定義はない.しかし,都 市スプロールが郊外開発の状況を示す概念なら少なくともその特性は存在するはずで ある.そのため,同特性に基づき定義の構築は可能とされている.

Galster et al.(2001)は、この手法に従い人口密度が一定以上の区域が相互隣接する開発地域(Urbanized Area)の中で、都市スプロールとは、密度(Density)、集中性(Concentration)、中心性(Centrality)、群集性(Clustering)、連続性(Continuity)、核性(Nuclearity)、混合性(Mixed Uses)、近接性(Proximity)の8特性の水準、あるいは、その組合せの水準が低い土地利用の形態、と定義している.

第1の密度は,開発地域の中で面積 1km²当りの居住数の平均値である.第2の集中 性は,同地域内で全体でなく一部が不均等に開発される程度である.第3の中心性は、 分譲地が中心業務地域(Central Business District, CBD と省略)に近接する程度である. 第4の群集性は,可住地面積の中で居住地面積が最小化するよう一塊に密接して開発 される程度である.第5の連続性は,都市部と同密度で途切れず開発される程度であ る.第6の核性は,中心地(核)が少なく開発される程度である.第7の混合性は,異用 途の土地が狭域内に共存する程度である.第80近接性は,開発地域の中で異用途の 土地が近接する程度である. Galster et al.(2001)が提案した定義は、郊外開発の状況を示す特性の組合せであり、 様々な形態がある現実の都市スプロールを表現できる.そのため、本研究は彼らの手 法を参考に、都市スプロールの定義を検討する.ところが、前出の8特性に該当する データは日本では全て整備されておらず、データの利用可能性を考慮すると、密度、 集中性、中心性、群集性のみ採用できる.ただ、同特性はあくまで概念であるため、実 際に都市構造の代理変数を構築するには、4 特性を再解釈して具体的にどのように表 現するかの検討が必要である.

第1の密度は,面積当りで人口または住宅がどれだけ存在するかの程度と解釈する. 密度には面積当りの人口の人口密度と面積当りの住宅数の住宅密度がある.密度の指標としては人口密度がよく用いられるが,都市構造の測定には土地の使用制限等の影響を排除できるため住宅密度の方が適切とされる.しかし,住宅建設が経済状態に影響されるため,住宅密度はバイアスを含む懸念もある.そのため,本研究では両密度を併用する.なお,密度は最も重要な特性とされるため,他特性とは別枠で取り扱う.

第2の集中性は、分譲地が集約する程度と解釈する. 斜線部分は可住地面積, 丸部 分は分譲地を表す図1に基づき, 同特性を説明する. 各分譲地が左の都市では集約, 右の都市では拡散している. すなわち, 集中性は左の都市では高いが, 右の都市では 低い. なお, 本研究では過度な集約を過密と呼ぶ.



図 1 集中性

第3の中心性とは、各分譲地が CBD に近接する程度と解釈する. 図2に基づき同特性を説明しよう. なお、斜線部分は可住地面積、丸部分は分譲地、星印は CBD を示す. 左の都市の各分譲地は CBD に近いが、右の都市ではそれらは遠い. つまり、中心性は 左の都市では高いが、右の都市では低い.





第4の群集性は、分譲地内で住宅が分散する程度と解釈できる.同特性を、図1・2 から抽出した分譲地を描いた図3を用いて説明する.なお、同図の三角は住宅、二重 丸は分譲地内の中心地を表す.両分譲地を比較すると、左より右の分譲地の方が、住 宅の分散立地が進む.つまり、群集性は左の都市では高いが、右の都市では低い.

図 3 群集性



ここで、前出の4特性の意義を確認する.密度は都市スプロールの最重要の特性で ある.しかし、密度だけを用いた場合、土地利用の状況が反映されず、都市構造がミ スリードされる恐れがある.図1・2を用いてこの説明を行う.両都市の密度情報は同 じ、すなわち、双方の可住地面積、総人口または総住宅数は等しい.明らかに、左の都 市は集約、右の都市はスプロールである.しかし、密度だけに基づくと、双方の都市 構造は同じと判断される.そのため、他の3特性の導入が必要となる.

それでは、3 特性の違いは何か.まず、集中性と中心性の違いを、図4を用いて整理 する.集中性が低い場合、各分譲地が離れている.また、中心性が低い場合、各分譲地 は CBD から遠い.つまり、集中性は分譲地同士の距離、中心性は各分譲地と CBD の 距離、と分譲地の分布情報である.これに対して、群集性が低い場合、分譲地内の住 宅同士の距離が遠い.すなわち,群集性は分譲地内の住宅の分布情報と言える.分譲 地の分布が同じでも,分譲地内の住宅の分散立地が進めば,都市スプロールが深化し ている可能性がある.このため,我々は3特性を全て考慮する.



図 4 集中性と中心性の相違

ところで、Galster et al.(2001)の定義は、開発地域を基準としている.同地域は日本で は人口集中地区(Densely Inhabited District、以下 DID と省略)に該当する.ところが、我 が国の場合、小都市では DID は存在しない.本研究では全国の市町村を分析対象とす るため、都市スプロールを「各市町村の中で都市スプロールとは4特性の水準、ある いは、その組合せの水準が低い土地利用の形態」と定義する.なお、便宜上、人口密度 と住宅密度を「密度情報」、集中性、中心性および群集性を「空間情報」と総称する.

3. 理論分析

本節では、続く実証分析で推計する地方政府の歳出関数に係る理論モデルを構築する.具体的には、地方政府の歳出額の構造的な特性を考慮して、Hortas-Rico and Sole-Olle(2010)に従い、公共サービスの費用関数と需要関数を組合せて、その推計式を導出する.

標準的な公共サービスの生産に関するモデル(例えば, Bradford et al. 1969, Brueckner 1981, Duncombe and Yinger 1993, Hayashi 2012)は,地方政府が生産した公共生産物と実際に住民が消費する公共サービスは必ずしも一致しないとしている.本研究も彼らの考えに従う.なお,Bradford et al. (1969)は前者を"D-output",後者を"C-output"と名付けている.

まず,公共生産物は労働量と資本量を用いて,全国同質のコブ=ダグラス型の生産 関数に基づき生産される.この場合,その費用関数は

$$\mathcal{C}(O,S) = O \cdot \overline{S} , \qquad (1)$$

となる. なお、Oは公共生産物の生産量、 \bar{S} は生産関数のパラメータであり行政責任水準を示す.

他方,公共生産物はある過程を通じて,実際に住民が消費する公共サービスに変換 される.標準的な公共サービスの生産に関するモデルは,混雑効果と地域環境がその 過程に影響を及ぼすとしている.これに対して,本研究では都市構造と地域環境がそ の過程に影響すると考える.具体的には,公共サービスの消費量(*Q*)は,次にように公 共生産物の生産量(*O*),都市構造(*D*),地域環境(*z_i*)により決定されるとする.

$$Q = O / \left(D^{\alpha} \cdot \prod z_j^{\beta_j} \right).$$
⁽²⁾

ここで, αは都市構造に係るパラメータであり

$$\alpha = \begin{cases} \alpha_0 + \sum \alpha_{z_j} \cdot \ln z_j, \\ \alpha_j = 1 \end{cases}$$
(3a)

$$\left(\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln D + \sum \alpha_{z_j} \cdot \ln z_j, \right)$$
 (3b)

のように地域環境や都市構造に依存するとする.但し、単純化のため同パラメータは αと以下ではまとめて表記する.なお、βは第j地域環境に係るパラメータである.

他方,(1)式に(2)式を代入すると、公共サービスの費用関数は

$$\mathcal{C}(Q, D, \mathbf{z}) = Q \cdot D^{\alpha} \cdot \prod z_i^{\beta_j} \cdot \overline{S} ,$$

と公共生産物の生産量(*0*)から公共サービスの消費量(*Q*)について変形できる. さらに, 同関数は住民1人当りでは以下のようになる.

$$c(q, D, \mathbf{z}) = q \cdot D^{\alpha} \cdot \prod z_i^{\beta_j} \cdot \overline{S} .$$
⁽⁴⁾

費用関数(4)の推計には,住民1人当り公共サービスの消費量(*q*)に関するデータが必要である.しかし,同データは一般的には利用できない.そこで,以下に示す公共サービスの需要関数の導入から,それを含まない推計式を導出する.なお,以下では紛らわしくない場合は,住民1人当りとの表記は省略する.

公共サービスの需要関数に関する一般的な合意はない.ところが,公共サービスの 需要量はその供給費用の負担割合とは負,所得や地域選好とは正の関係を示す中位投 票者定理に基づくモデルが用いられることが多い.ただ,中位投票者の識別は難しい. そのため,本モデルでは,地方政府は代表的投票者の効用である*U*(*x*,*q*,*v*)が最大にな るように、私的財の消費量(x)と公共サービスの消費量(q)を決定するとする.なお、v は所与の地域選好ベクトルを示す.

他方,この効用最大化問題には、以下の3つの制約条件がある.

$$\begin{cases} x + t \cdot b_r = y, \\ c = t \cdot b + g, \\ c = q \cdot D^{\alpha} \cdot \prod z_j^{\beta_j} \cdot \overline{S}. \end{cases}$$
(5)

第1式は代表的投票者の予算制約式,第2式は地方政府の予算制約式,第3式は公共 サービスの消費量(q)に係る費用関数である.また,平均税率のt,代表的投票者の課税 ベースのbr,代表的投票者の所得のy,地方政府の課税ベースのb,地方政府が受領す る政府間財政移転額のgは所与とする.

ここで、3制約式を組合せると、(5)式は

$$x + q \cdot D^{\alpha} \cdot \prod z_{j}^{\beta_{j}} \cdot \overline{S} \cdot (b_{r}/b) = y + g \cdot (b_{r}/b), \tag{6}$$

と統合できる. なお, (*b_r/b*)は租税負担割合である. 同割合は代表的投票者の税制に対 する影響度を示す. つまり, 歳入に占める代表的投票者の納税割合が高ければ, ロビ 一活動等を通じて, 行政に発言力が強くなる. そのため, 政府間財政移転額(*g*)と税負 担割合(*b_r/b*)の交差項は, 代表的投票者が実質的に支配できる政府間財政移転額を表 す. したがって, 右辺は代表的投票者の所得, 左辺は私的財と公共サービスに対する 代表的投票者の支出額となる.

統合制約条件(6)を前提とすると,代表的投票者の効用最大化一階条件は以下となる.

$$\frac{\partial U(x,q,\mathbf{v})/\partial q}{\partial U(x,q,\mathbf{v})/\partial x} = D^{\alpha} \cdot \prod z_j^{\beta_j} \cdot \overline{S} \cdot (b_r/b) \equiv p.$$

同条件から公共サービスに対する需要関数を導出できる. なお,租税価格 *p* は,公共 サービスの消費量(*q*)の限界費用(*∂c/∂q*)と代表的投票者の相対的な租税負担割合 (*b_r/b*)との積と定義される. 但し,本モデルでは,実証分析での推計式を容易に導出す るために,公共サービスに対する需要関数を

$$q = \kappa \cdot p^{\varepsilon} \cdot y^{\eta} \cdot (g \cdot b_r/b)^{\theta} \cdot \prod v_k^{\lambda_k}, \tag{7}$$

と特定化する. つまり, 公共サービスの消費量(*q*)は, 租税価格(*p*), 代表的投票者の総 所得(*y*), 代表的投票者が実質的に支配できる政府間財政移転額(*g*・*b_r/b*)に依存する. なお, 租税価格(*p*)のパラメータは, 公共サービスの消費量(*q*)に係る租税価格弾力性(ε), 代表的投票者の総所得(*y*)の係数はその所得弾力性(*η*)である.

公共サービスの消費量(q)の費用関数(4)式に(7)式を代入すると, 次のような地方歳出 額(e)を得る.

$$e = \kappa \cdot \left(D^{\alpha} \cdot \prod z_{j}^{\beta_{j}} \cdot \overline{S} \right)^{1+\varepsilon} \cdot (b_{r}/b)^{\varepsilon+\theta} \cdot y^{\eta} \cdot g^{\theta} \cdot \prod v_{k}^{\lambda_{k}}.$$
(8)

そして、(8)式の両辺の対数をとると

 $\ln e = \ln K + (1 + \varepsilon) \cdot \alpha \cdot \ln D + (1 + \varepsilon) \cdot \sum \beta_j \cdot \ln z_j$ $+ (\varepsilon + \theta) \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum \lambda_k \cdot \ln v_k,$

となる. ここで, $K \equiv \kappa \cdot \overline{S}^{1+\epsilon}$ である. 他方, パラメータを簡素化した実際の推計式は, 都市構造(*D*)のパラメータ(*a*)が(3a)の場合は次のようになる

$$\ln e = X + \phi_D \cdot \ln D + \sum \phi_{Dz_j} \cdot (\ln D \cdot \ln z_j) + \sum \phi_{z_j} \cdot \ln z_j + \psi \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum \lambda_k \cdot \ln v_k + \mu.$$
(9a)

また,同パラメータが(3b)の場合,それは

$$\ln e = X + \phi_D \cdot \ln D + \phi_{D^2} \cdot (\ln D)^2 + \sum \phi_{Dz_j} \cdot (\ln D \cdot \ln z_j) + \sum \phi_{z_j} \cdot \ln z_j$$
$$+ \psi \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum \lambda_k \cdot \ln \nu_k + \mu,$$
(9b)

となる. なお,便宜上,推計式が(9a)の場合をケース I,(9b)の場合をケース Iと呼ぶ. また, $X(= \ln K)$ は定数項, μ は攪乱項であり,添字は省略している.

さらに,推計式(9)に含まれるパラメータを解釈する.第1に,都市構造(D)の係数(a) は正と負の双方の可能性がある.例えば,都市スプロールが進みサービスエリアが拡 大すると,地方公共サービス供給の効率性の低下から,その供給費用が増加する可能 性がある.反対に,都市過密が進み交通渋滞が多発すれば,地方公共サービス供給の 効率性の低下から,その供給費用が増加することも考えられる.前者を都市スプロー ル効果,後者を都市過密効果と呼ぶ.両効果は同時に発生しており,前者が支配的な ら都市構造(D)の係数(a)は正,後者が支配的なら同符号は負と予想される.

第2に、都市構造(D)と地域環境(z_j)の交差項の係数(ϕ_{Dz_j})を解釈する.同係数は都市 構造が地方公共サービスの供給費用に及ぼす効果に対して地域環境が影響する程度を 表し、正と負の双方の可能性がある.そのため、都市構造(D)の係数(α)は正であり、 ϕ_{Dz_j} の係数の符号が正の場合,地域環境の効果が正で高い地域では都市構造が地方公共サ ービスの供給費用に及ぼす効果は強くなり, ϕ_{Dz_j} の符号が負の場合は逆に弱くなるこ とを示唆する.第3に,都市構造(*D*)の2条項の係数(ϕ_{D^2})の経済学的な意味を考える. 同係数は都市構造が地方公共サービスの供給費用に及ぼす効果に対する都市構造の影 響度を示している.同係数の符号も正と負の両方が考えられ,正の場合は都市構造が 地方公共サービスの供給費用に及ぼす効果が都市構造の水準と共に強まり,負の場合 は反対に弱まることを表す.

第4に、地域環境(z_j)の係数(ϕ_{z_j})は正と予想される.というのは、地域環境は地方公 共サービス供給の非効率性の要因であるからである.したがって、地域環境の水準が 高い場合、地方政府が生産した公共生産物と実際に住民が消費する公共サービスの消 費量が乖離する非効率性が大きくなり、地方歳出額は増加すると予想される.第5に、 租税負担割合(b_r/b)の係数(ψ)は負と推測される.というのは、代表的投票者の租税負 担割合が高くなると、地方公共サービスへの需要量が低下する.したがって、市町村 の歳出額も減少すると予想される.第6に、総所得(y)の係数(η)は地方公共サービスへ の需要に対する所得弾力性であり、正と負の双方の可能性がある.すなわち、同符号 が正の場合には市町村の地方公共サービスは上級財、負の場合にはそれは下級財と解 釈される.

第7に,政府間財政移転額(g)の係数(θ)は正と予想される. 使途制限がない場合,政 府間財政移転には,フライペーパー効果が存在するなら,歳出額を増加させる効果が ある. もちろん,政府間財政移転は減税を通じて,住民に還元される可能性もある. しかし,同効果は少なくともその歳出に対して無差別である. 一方,使途制限がある 場合,政府間財政移転には歳出を増加させる効果がある. したがって,同係数の符号 は上記のように予想する.

第8に、地域選好(v_k)の係数(λ_k)は正と予想される.というのは、地域選好は地方公 共サービスに対する地域独自の需要を誘発し、地方歳出を増加させる要因であるため である.なお、Ida and Ono (2019)では地域環境を空き家率、地域選好を一般診療所数 としていた.両データは地域環境と地域選好の双方の代理変数となりうる.同共拙稿 では両者の厳密な区分が不要であったため、どちらかの側面に着目して採用していた. しかし、今回の分析では、各データの特性を再考した結果、一般診療所数は地域環境、 空き家率は地域選好の要素が相対的に強いと考えてそれぞれ用いる. 他方,我々が最終的に計測する都市スプロール弾力性,すなわち,都市構造が1%抑制されると地方公共サービスの限界供給費用(*c_q*)は何%変化するかの指標は,ケース I とⅡについてそれぞれ以下の表すことができる.

$$\frac{\partial C_q / C_q}{\partial D / D} = \begin{cases} (\phi_D + \sum \phi_{Dz_j} \cdot \ln z_j) / (1 + \varepsilon), \\ (\phi_D + 2\phi_{D^2} + \sum \phi_{Dz_j} \cdot \ln z_j) / (1 + \varepsilon) \end{cases}$$

なお、 $(1 + \varepsilon)$ は $(1 + \psi - \theta)$ から計算する.一般的に、租税価格が上昇すると、地方公 共サービスへの需要は低下する.このため、地方公共サービスへの需要の租税価格弾 力性(ε)の符号は負と予想される.つまり、推計式(9)の定義式($\psi = \varepsilon + \theta$)より、符号条 件は($\psi - \theta$)が負になることである.

4. データと推計法

我々は、前出した地方政府の歳出関数に係る推計式(9)に基づき、最小二乗法による 線形回帰分析を行う.まず、本節では同分析で用いるデータ及びその推計結果を表す. まず、推計期間は 2008 年度の単年度とする.複数年度を対象とした方が適切かもしれ ない.しかし、本研究では平成の大合併の影響を排除するために、推計期間をこのよ うに設定した.複数の市町村が広範囲で合併した場合、各旧市町村の都市構造がたと えコンパクトでも、結果的に新市内に旧市町村の中心部が点在することになる.市町 村合併による行政コストの削減効果を前提とすると、それを跨ぐ複数年のデータを用 いた場合、都市スプロールが進むと行政コストは削減される、とミスリードされる懸 念がある.総務省(2010)によると、いわゆる平成の大合併は、2006 年までに概ね終了 している.そのため、これ以降で全データが利用可能な 2008 年度の市町村別クロスセ クション・データを用いた.

次に,分析対象は日本の1085市町村とする.というのは,主要な説明変数に含まれ る一戸建住宅戸数が調査対象とする市及び直近の国勢調査における総人口が1.5万人 以上の町村のみのためである.その後,2008年及び同年度に合併が行われた市町村を 対象外とした.というのは,旧市町村から新市に統合された時期に変数間で統一性が なく,それが不明なものも含まれるためである.なお,主要変数に欠損値がある市町 村もサンプルから除外している.

さらに,推計式(9)に含まれる各変数を説明しよう.なお,同変数の出所・定義一覧は表 1,その記述統計は表 2 にある.まず,被説明変数(e)は各市町村の歳出額で

ある.一方,説明変数の中で主要な都市構造(D)は,第2節で示した都市スプロールの 定義に従い,「密度情報(人口密度・住宅密度)」と「空間情報(非集中性・非中心性・非 群集性)」に基づき構築される.具体的には,密度情報の1特性の逆数と空間情報の1 特性の掛合せから都市構造の代理変数を作成する(表3を参照).同代理変数はその値 が高いほど都市スプロール,逆の場合は都市過密な都市構造であることを表す.なお, 都市構造(D)は地理的特性のみを測定しており,都市生活の質等は対象外である.

変数・特性	定義	単位	出所
歳出額	歳出総額 / 総人口	百万円	
歳出総額	歳出総額	百万円	『市町村別決算状況調』
総人口	総人口	人	『住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数調査』
住宅密度	総住宅数/可住地面積		
総住宅数	総住宅数	戸	『住宅・土地統計調査報告』
可住地面積	可住地面積	km ²	『全国都道府県市町村別面積調』
人口密度	総人口/可住地面積	人/km ²	
非集中性	一戸建住宅戸数	戸	『住宅・土地統計調査報告』
非中心性	家計を主に支える者が雇用者である普通世帯数 (通勤時間 60~90 分末満+通勤時間 90 分以上)	軒	『住宅・土地統計調査報告』
非群集性	最寄の保育所までの距離が 1000m以上の住宅数	戸	『住宅・土地統計調査報告』
租税負担割合	地域労働人口 / 納税者数	-	
地域労働力人口	各市町村の労働力人口(-満 15 歳以上の人口のう ち就業者・休業者・完全失業者の合計)	人	『住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数』
納税義務者	個人市町村民税の所得割の納税義務者数	人	『市町村税課税状況等の調』
総所得	課税対象所得 / 総人口	百万円	『市町村税課税状況等の調』
政府間財政受領額	地方交付税額+国庫支出金+県支出金+地方特 例交付金/総人口	百万円	『市町村別決算状況調』
空き家率	(空き家数/総住宅数)/ 総人口	-	
空き家数	空き家数	戸	『住宅・土地統計調査報告』
一般診療所数	一般診療所数/総人口	所	『医療施設調査・病院報告』

表1 各変数の定義とデータの出所

(注) 全変数の測定単位は市町村であり、住民1人当りの表記も紛らわしくない場合は省略している.

ここで、密度情報と空間情報の各特性に対応するデータを紹介しよう.はじめに、 空間情報から説明する.第1に、非集中性として、我々は「一戸建住宅数」を用いる. 一戸建住宅は郊外の分譲地に建設されることが多い.各民間開発者が郊外農地を分譲 地に開発する場合、通常、周辺地との接続はあまり意識せず、分譲地間の接続性が失 われる.つまり、一戸建住宅が多い地域では、郊外に分譲地が点在する傾向にある.

変数・特性	平均值	中位値	最大値	最小値	標準偏差
歳出額	0.382	0.353	3.507	0.191	0.143
住宅密度の逆数	743.52	348.31	7118.36	8.97	1025.50
人口密度の逆数	1699.82	843.82	13403.92	22.67	2119.42
1 戸建住宅数	21986.99	11860.00	542510.00	2330.00	34799.61
家計を主に支える者が雇用者である 普通世帯数(通勤時間 60 分以上)	3150.71	660.00	294210.00	20.00	11579.45
最寄の保育所までの距離が 1000m以上の住宅数	12314.28	7710.00	217790.00	200.00	15753.90
租税負担割合	1.504	1.485	4.694	1.167	0.180
総所得	1.270	1.238	3.008	0.399	0.308
政府間財政移転額	0.160	0.133	0.592	0.025	0.101
空き家率	3.43E-06	2.50E-06	3.80E-05	3.00E-08	3.32E-06
一般診療所数	6.70E-04	6.57E-04	1.54E-03	1.48E-04	2.00E-04

表 2 記述統計表

表3都市構造の代理変数に対応するデータ

A密度情報		B空間情報			
特性	対応データ	特性	対応データ		
住宅密度の逆数	可住地面積/総住宅数 [al]	非集中性	一戸建住宅数 [b1]		
人口密度の逆数	可住地面積/総人口 [22]	非中心性	家計を主に支える者が雇用者である 普通世帯数(通勤時間 60 分以上) [b2]		
		非群集性	最寄の保育所までの距離が 1000m以 上の住宅数 [b3]		

第2に,非中心性として、本研究は「家計を主に支える者が雇用者である普通世帯 数(通勤時間 60 分以上)」を採用する.公共交通機関が未発達な地方都市では、郊外居 住者は中心市街地に自動車で通勤することが多い.その結果、分譲地が CBD から離れ た地域では、幹線道路が毎朝渋滞して、通勤時間が長くなる傾向にある.説明の単純 化のため、本稿は同一市町村内の CBD への通勤を前提としている.もちろん非居住地 への通勤も考えられ、特に日本は国土が狭く各市町村が隣接するので、地方都市でも 越境通勤が多発する.ところが、地方都市の長時間通勤者は、通勤地に関係なく郊外 居住者であることが多いため、この懸念は排除される. 第3に,非群集性として我々は「最寄の保育所までの距離が1000m以上の住宅数」 を用いる.各分譲地でその中心地から遠い住宅が多ければ,分譲地内で住宅が分散立 地している傾向がある.なお,我々は分譲地の中心施設として保育所を選択した.と いうのは,幼児は長距離の歩行通園が困難であり,住宅が集中する地域に保育所が設 立されることが多いからである.

一方,密度情報に含まれる住宅密度は可住地面積を総住宅数で割った指標であり, 人口密度は可住地面積を総人口で割った指標である.都市構造(D)に係る代理変数を作 成する上で,複数の特性を考慮すべきかもしれない.しかし,例えば,両密度情報を 同時に導入した場合,可住地面積等の情報が重複する問題が発生する.他方,何個の 特性を導入すれば最良かの客観的基準もない.そこで,各情報の1特性のみを反映し た.そのため,都市構造(D)の代理変数は,複数ある都市の特性からある側面だけを取 り出したものであり,例えば,都市構造「a2b1」は「人口密度の逆数」と「一戸建住宅 数」と2側面から都市構造を捉えている.

次に,残りの説明変数を考察しよう.第1に,地域環境(z_j)に対応するデータとして, 我々は「一般診療所数」を採用する.というのは,地方都市で特に医師不足が顕著で ある中,医療施設が多いと1施設当りに派遣される医師数は少なくなる.その結果, 例えば,公立病院の混雑効果が大きくなり,地方公共サービス供給の効率性が低下す るからである.

第2に,租税負担割合(b,/b)は(地域労働人口)/(納税者数)である.同変数は前述の通 り当該地域の住民に関する(代表的投票者の平均納税額)/(非納税者を含む住民1人当 り税収)である.しかし,分子(b,)は(市町村税収)/(納税者数),分母(b)は(市町村税収)/(地 域労働人口)と定義できるため,我々は上記のデータを採用した.第3に,総所得(y)は 課税所得額とした.第4に,政府間財政受領額(g)は,地方交付税交付総額・国庫支出 金・県支出金・地方特例交付金の総和である.第5に,地域選好(v_k)として,本研究は 空き家率を用いる.というのは,空き家率の高い地域では,防災性・防犯性が低く消 防等への依頼が増えるだけでなく,ごみの不法投棄等も多くその収集・処理への要望 も高いと考えたからである.

5. 実証結果

本節は上記の市町村別クロスセクション・データを利用して,最小二乗法に従い(9) 式で示された市町村の歳出関数を推計した.なお,表4には推計式が(9a)のケースI, 表5にはそれが(9b)のケースIIの結果が示されている.両モデルの相違は都市構造(*D*) の2条項を含むか否かだが,双方とも都市構造(*D*)と地域環境(*z_j*)の交差項を含む.両 推計結果は,いずれも符号条件を満たし全体的に概ね良好であった.そこで,以下で は個別に各変数の推計結果を考察する.

都市構造の代理変数の種類	a1b1	a1b2	a1b3	a2b1	a2b2	a2b3
定数項	1.432***	0.439***	1.319***	1.222***	0.697***	1.071***
	(3.701)	(2.638)	(4.843)	(4.155)	(4.062)	(5.022)
都市構造	-0.230**	0.226*	-0.282***	-0.234**	0.225*	-0.294***
	(-2.104)	(1.844)	(-3.476)	(-2.161)	(1.852)	(-3.596)
都市構造	-0.038**	0.029*	-0.042***	-0.039***	0.028*	-0.044***
×一般診療所数	(-2.532)	(1.727)	(-3.804)	(-2.675)	(1.671)	(-3.981)
一般診療所数	0.195***	0.046 ^{**}	0.190***	0.160 ^{***}	0.072***	0.154 ^{***}
	(3.685)	(2.541)	(5.244)	(4.020)	(4.232)	(5.598)
租税負担割合	-0.194**	-0.396***	-0.267***	-0.159**	-0.398***	-0.243***
	(-2.533)	(-5.721)	(-3.601)	(-2.113)	(-5.786)	(-3.308)
総所得	0.253***	0.112 ^{**}	0.200***	0.267***	0.100 ^{**}	0.209***
	(4.663)	(2.258)	(3.799)	(5.054)	(2.019)	(4.032)
政府間財政移転額	0.358 ^{***}	0.372***	0.363***	0.352***	0.368 ^{***}	0.360***
	(25.387)	(26.024)	(25.912)	(25.131)	(25.755)	(25.783)
空き家率	0.031***	0.017 ^{**}	0.016 ^{**}	0.036***	0.021***	0.017 ^{***}
	(4.181)	(2.281)	(2.436)	(4.870)	(2.923)	(2.685)
adj R-squared	0.676	0.663	0.674	0.683	0.665	0.678
F-statistic	325.021	305.991	322.331	334.766	309.151	328.527

表4 推計結果-ケース I-

(注)各推計係数の下にある括弧内の数値はt値であり,***は両側1%水準,**は両側5%水準,*は両側10%水準で統計的に有意であることを表す.

第1に、都市構造(D)の推計係数(ϕ_D)をみると、両推計式において両側 10%水準以上 で統計的に有意となった.但し、同係数の符号は都市構造(D)に非中心性(b2)を含む場 合は正、それ以外の場合は負となった.そのため、空間情報の中で非中心性が強い、 つまり、各分譲地が CBD から遠い場合は都市スプロール効果が、それ以外の空間情報 が強い場合は都市過密効果が支配的になると解釈できる.

都市構造の代理変数の種類	albl	a1b2	a1b3	a2b1	a2b2	a2b3
定数項	1.457***	0.461***	1.172***	1.275***	0.722***	0.980 ^{***}
	(3.775)	(2.763)	(4.287)	(4.337)	(4.199)	(4.620)
都市構造	-0.265**	0.225*	-0.236***	-0.275**	0.223*	-0.248***
	(-2.407)	(1.835)	(-2.891)	(-2.522)	(1.831)	(-3.042)
(都市構造)²	0.010 ^{***}	0.007*	0.008 ^{***}	0.010 ^{***}	0.006*	0.009***
	(2.658)	(1.877)	(3.889)	(2.605)	(1.809)	(4.735)
都市構造	-0.033**	0.029*	-0.031***	-0.038***	0.027	-0.035***
×一般診療所数	(-2.250)	(1.779)	(-2.757)	(-2.626)	(1.615)	(-3.097)
一般診療所数	0.181***	0.045**	0.160 ^{***}	0.157***	0.071 ^{***}	0.134 ^{***}
	(3.405)	(2.464)	(4.340)	(3.945)	(4.156)	(4.860)
租税負担割合	-0.200***	-0.410***	-0.254***	-0.177**	-0.413***	-0.240***
	(-2.617)	(-5.897)	(-3.448)	(-2.350)	(-5.961)	(-3.307)
総所得	0.240 ^{***}	0.111**	0.195***	0.248 ^{***}	0.099**	0.196***
	(4.412)	(2.247)	(3.736)	(4.666)	(2.007)	(3.813)
政府間財政移転額	0.351***	0.374 ^{***}	0.348 ^{***}	0.345***	0.370 ^{***}	0.342***
	(24.485)	(26.117)	(24.126)	(24.365)	(25.839)	(23.957)
空き家率	0.035***	0.019 ^{**}	0.023***	0.038 ^{***}	0.024 ^{***}	0.025***
	(4.610)	(2.542)	(3.436)	(5.180)	(3.208)	(3.765)
adj R-squared	0.678	0.664	0.679	0.684	0.666	0.685
F-statistic	286.879	268.809	287.629	295.341	271.486	295.980

表5 推計結果-ケースⅡ-

(注) 各推計係数の下にある括弧内の数値はt値であり,***は両側1%水準,**は両側5%水準,*は両側10%水準で統計的に有意であることを表す.

第2に、都市構造(D)と地域環境(z_j)の交差項の推計パラメータ(ϕ_{DZ_j})を考える. 同係数も双方の推計式において両側 10%水準以上で統計的に有意であり、符号は都市構造(D)の推計係数(ϕ_D)と同様になった.後述の通り、地域環境(z_j)とした一般診療所数の推計係数(ϕ_{z_j})は両推計式で正である.したがって、一般診療所数が多い地域では、都市構造が地方公共サービスの供給費用に及ぼす影響は強まると考えられる.第3に、都市構造(D)の2条項の推計係数(ϕ_D^2)をみると、両推計式において両側 10%水準以上で統計的に有意となり、同符号は正であった.したがって、都市構造が地方公共サービスの供給費用に及ぼす効果は、その地域の都市構造の深化と共に強まることを示唆している.

第4に,地域環境(z_j)である一般診療所数の推計係数(φ_{zj})は,両側 5%以上の水準で 統計的に有意で正となった.理論分析の予想の通り,地方では医師が不足しているた め,一般診療所数が多い地域では,例えば,地域住民が受ける医療サービスの質が低 下するような非効率性が発生して,市町村の歳出額が増加することがわかる.第5に, 租税負担割合(*b*_r/*b*)の推計パラメータ(ψ)は,両側 5%以上の水準で統計的に有意で負と なった.この結果は,租税負担の増加から地方公共サービスに対する需要を低下させ, 市町村の歳出額が減少することを表している.第6に,総所得(y)の推計係数(η)は,両 推計式において両側 5%水準で統計的に有意で正となった.前述の通り,同係数は地方 公共サービスへの需要に対する所得弾力性である.そのため,我が国の市町村の地方 公共サービスは上級財とみなせる.

第7に,政府間財政移転額(g)の推計パラメータ(θ)は,双方の推計式において両側1% 水準で統計的に有意で正となった.つまり,中央と地方の政府間財政移転は,我が国 では地方歳出額を増加させることがわかる.第8に,地域選好(v_k)である空き家率の推 計係数(λ_k)を確認しよう.両ケースにおいて両側5%以上の水準で統計的に有意で正と なった.この結果は,我々の予想通り,空き家率が高い地域では,地方公共サービス に対する地域独自の需要が高く,地方歳出を増加させることを示唆する.

最後に、都市スプロール弾力性の計測結果を示す.表4・5の推計結果に基づき計 測したところ、同弾力性は-0.207~0.324となった.つまり、都市構造を1%抑制する と、地方公共サービスの限界供給費用は0.207%増加する市町村から、反対に0.324% 減少する市町村もあった.前述の通り欧米では地方行政費用を増加させる都市構造 は都市スプロール、あるいは都市過密と見解が分かれる.本研究の推計結果は、両 ケースが併存する可能性があり、どちらが顕在化するかは各市町村の地域環境に依 存することを裏付ける.確かに Ida and Ono (2019)は都市スプロール弾力性を正と計 測した.しかし、同推計は都市スプロール弾力性を全市町村で同一として計測して いた.そのため、正と負の都市スプロール弾力性が相殺して、前者が支配的であっ たと推測できる.

6. おわりに

本稿は,我が国の2008年度の市町村別クロスセクション・データを用いて,都市構造が地方行政費用にどの程度影響を及ぼすかを推計した実証分析である.なお,本研

究の特徴は次の3点と考える.第1に,文理両分野にわたる既存研究に従い,多様な 都市構造を複数の代理変数を構築して測定した.第2に,伝統的な議論に従いコンパ クトシティは市町村の歳出額でなく地方公共サービスの供給費用を抑制するとして推 計した.第3に,コンパクトシティの財政面の効果は地域環境にも依存する点を考慮 して,推計式導出の基盤となる理論モデルを構築した.

具体的には、地方公共サービスの費用関数と需要関数の結合から、都市構造の多様 性と地域間の異質性を考慮した地方政府の歳出関数を理論的に導出した後、我が国の 市町村別クロスセクション・データを用いて、その推計を行った.その結果、第3節 の理論分析の結果を支持する概ね良好な推計を得た.

さらに、都市構造1%抑制により何%の地方公共サービスの限界供給費用が変化する かの指標である都市スプロール弾力性を計測したところ、同弾力性は-0.207~0.324 と なった.本推計は、都市構造が地方公共サービスの供給費用に及ぼす影響に関して欧 米の既存研究が示した相反する結果の併存を裏付ける.すなわち、都市が過密すると 社会的要因から地方公共サービスの供給費用が増加する場合もあれば、反対に都市が スプロールすると地方公共サービス供給の効率性が下がりその費用が増加する場合も あり、どちらが顕在化するかは各市町村の地域環境に依存するというわけである.

現在,各地方自治体でコンパクトシティ誘導政策が進められている.コンパクトシ ティが都市スプロールでも都市過密でもない都市構造の最適モデルなら,同政策の推 進は推奨できる.しかし,我々の推計結果に従うと,その際に必要となる都市政策は 地域環境に依存するため,同政策の推進方法は市町村ごとに慎重に検討すべきである.

最後に、今後の検討課題を示して本稿を締め括る.第1に、都市スプロール弾力性 が正または負になる市町村の特性に係る精査である.この精査は最終目標のコンパク トシティの達成にはどのような都市政策が必要かの判断材料になると考える.第2は、 コンパクトシティの総合的な観点からの評価である.観点の相違から生じる不毛な議 論を避けるため、今回は財政面に特化して分析を進めた.そのため、今後は分析の観 点を拡張して、その積み重ねからコンパクトシティを多面的に評価したい.第3に、 コンパクトシティに伴う税収増加の評価である.コンパクトシティの達成により中心 部の資産価値の上昇から、追加的な税収増加も期待できる.したがって、コンパクト シティを適切な評価に向けて、その分析も進めたい.

参考文献

川崎一泰(2008)「コンパクト・シティの効率性」『財政研究』第5巻, pp.236-253.

- 沓澤隆司(2015)「コンパクトシティが都市財政に与える影響」『住宅土地経済』第 98 巻, pp.28-35.
- 沓澤隆司(2016)「コンパクトシティが都市財政に与える影響:―標準距離による検証―」 『都市住宅学』第95巻, pp.142-150.
- 倉本宜史(2010)「コンパクト・シティの形成がもたらす財政への効果」,第67回日本 財政学会報告論文.
- 総務省(2010)『「平成の合併」について』, www.gappei-archive.soumu.go.jp.
- Bradford, D.F., Malt, R.A., and Oates, W.E., (1969) "The rising cost of local public services: Some evidence and reflections," National Tax Journal 22, pp.185-202.
- Brueckner, J.K, (1981) "Congested public goods: The case of fire protection," Journal of Public Economics 15, 45-58.
- Duncombe, W., Yinger, J. (1993) "An analysis of returns to scale in public production, with an application to fire protection," Journal of Public Economics 52, 49-72.
- Carruthers, J. I. and Ulfarsson, G. F. (2003) "Urban sprawl and the cost of public services," Environment and Planning B: Planning and Design 30 (4), pp. 503-522.
- Carruthers, J. I. and Ulfarsson, G. F. (2008) "Does smart growth matter to public finance? Evidence from the United States," Urban Studies 45 (9), pp. 1791-1823.
- Galster, G., Hanson, R., Ratcliffe, M.R., Wolman, H., Coleman, S., Freihage, J., (2001)"Wrestling sprawl to the ground: defining and measuring an elusive concept," Housing.Policy Debate 12 (4), pp.681–717.
- Hayashi, M. (2012) "Congestion, Technical returns, and the minimum efficient scales of local public expenditures: an empirical analysis for Japanese cities," CIRJE Discussion Papers CIRJE-F-852.
- Hortas-Rico, M. and Sole-Olle, A. (2010) "Does urban sprawl increase the costs of providing local public services? Evidence from Spanish municipalities," Urban Studies 47(7), pp. 1513-1540.

- Ida,T. and Ono, H. (2019) "Urban sprawl and local public service costs in Japan," in Kunizaki, M., Nakamura, K., Sugahara, K. and Yanagihara, M.Advance (ed.), Local Public Economics, pp.195-215.
- Jaeger J., Bertiller, R., Schwick, C. and Kienast, F. (2010) "Suitability criteria for measures of urban sprawl," Ecological Indicators 10, pp.397-406.
- Johnson, M. P. (2001) "Environmental impacts of urban sprawl: a survey of the literature and proposed research agenda," Environment and Planning A 33(4), pp.717-735.
- Ladd, H. F. and Yinger, J. (1989) America's Ailing Cities: Fiscal Health and the Design of Urban Policy, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Ladd, H. F. (1992) "Population growth, density and the costs of providing public services," Urban Studies, 29 (2), pp. 273-295.
- Ladd, H. F. (1994) "Fiscal impacts of local population growth: a conceptual and empirical analysis," Regional Science and Urban Economics 24 (6), pp. 661-686.
- OECD (2012), Compact City Policies A Comparative Assessment, OECD.
- Pflieger, G., and Ecoffey F. (2011) "The cost of urban sprawl and its potential redistributive effects: an empirical cost assessment for water services in Lausanne (Switzerland)," Environment and Planning A, 43(4), pp.850–865.




<text><text><section-header><text>















指標(1):都市スプロールの定義①

- 日本には都市スプロールを直接計測したデータが無いため代理変数を用いるが、その構築には基盤となる定義が必要である。
- ただ、コンパクトシティと同様に、多様な形態がある都市スプロールも普遍的な定義はない(Johnson, 2001Environ Plan).
- しかし、都市スプロールが進む地域で一般的に観測 される特性があるため、Galster et al.(2001、Hous Policy Debate)は、その組合せから都市スプロールの 代理変数を構築している。

指標(2):都市スプロールの定義② 本研究も同手法を参考に、日本のデータの利用可能 性も考慮して,都市スプロールから都市過密まで表す 都市構造の代理変数を構築する. •都市スプロール(都市過密)を,各市町村の中で次の ような土地利用の形態であるとする. > 密度情報[住宅密度·人口密度] ⇒水準が低い(高い) > 空間情報[非集中性·非中心性·非群集性] ⇒程度が強い(弱い) 12

指標(3):	都市構造の代理変数①	
 低水準は 都市構造 があるたる 密度は最 	:都市スプロール, 高水準は都市過密. この測定に適切とされる住宅密度もデメリッ] め, 両密度を併用する. :重要な特性のため別枠で取り扱う.	
密度情報	使用データ	
住宅密度	総住宅数/可住地面積 [a1]	
人口密度	総人口/可住地面積 [a2]	
		13

指標(4): 都市構	造の代理変数2
• 強い程度は都市スス	プロール,弱い程度は都市過密.
空間情報	使用データ
非集中性 (各分譲地が 拡散している程度)	一戸建住宅数[b1]
非中心性 (各分譲地が中心市街 地から遠隔である程度)	家計を主に支える者が雇用者である 普通世帯数(通勤時間60分以上) [b2]
非群集性 (分譲地の中心に住宅 が拡散している程度)	最寄の保育所までの距離が 1000m以上の住宅数[b3]
	14





公共サービスの消費量(Q)は,その生産量(O),都市構 造(D),地域環境(z_i)に依存すると定義する.

$$Q = \frac{O}{D^{\alpha} \cdot \prod z_{j}^{\beta_{j}}}$$

公共サービスの生産関数がコブダ=グラス型の場合,パ ラメータ S を行政責任水準をとすると,その費用関数は

$$C(O) = O \cdot S$$

17

となり、両式を考慮すると、次式を得る. $C(Q, D, \mathbf{z}) = Q \cdot D^{\alpha} \cdot \prod z_{j}^{\beta_{j}} \cdot \overline{S}$



理論(3): 公共+	ナービスの需要関数
地方政府は,地域	選好(v)と制約条件を所与として,代表
的投票者の効用が最	最大になるように,私的財と公共サービ
スの消費量(x, q)を,	決定する.
<制約条件> ¹	$\max_{x,q} U(x,q,\mathbf{v})$
$x + t \cdot b_r = y$:1人当り代表的投票者の予算制約式
$c = t \cdot b + g$:1人当り地方政府の予算制約式
$c = q \cdot D^{\alpha} \cdot \prod z_{j}^{\beta_{j}} \cdot \overline{S}$:1人当りの費用関数
t:税率 b _r :代表的	投票者の課税ベース
y:代表的投票者の	所得 b:地方政府の1人当り課税ベース
g:地方政府の1人当	的政府間財政移転受領額

理論(4): 地方政府の歳出関数
代表的投票者の効用最大化一階条件を満たすように、
1人当り公共サービスの需要関数を以下に特定化する.
$$q = \kappa \cdot p^{\varepsilon} \cdot y^{\eta} \cdot (g \cdot b_r/b)^{\theta} \cdot \prod v_j^{\lambda_j}$$

公共サービスの需要関数をその費用関数に代入すると、
以下のような1人当り地方歳出額(e)を得る.
 $e = \kappa \cdot \left[D^{\alpha} \cdot \prod z_j^{\beta_j} \cdot \overline{S} \right]^{1+\varepsilon} \cdot (b_r/b)^{\varepsilon+\theta} \cdot y^{\eta} \cdot g^{\theta} \cdot \prod v_k^{\lambda_k}$
1人当り地方歳出額(e)の両辺の対数をとると
 $\ln e = \ln K + (1+\varepsilon) \cdot \alpha \cdot \ln D + (1+\varepsilon) \cdot \sum \beta_j \cdot \ln z_j$
 $+ (\varepsilon+\theta) \cdot \ln (b_r/b) + \eta \cdot \ln y + \theta \cdot \ln g + \sum \lambda_k \cdot \ln v_{k_2}$

理論(5): 歳出関数の推計式
係数表記を簡素化した実際の推計式は次の通りである.

$$\ln e = \chi + \phi_D \cdot \ln D + \sum \phi_{Dz_j} \cdot (\ln D \cdot \ln z_j)$$

$$+ \sum \phi_{z_j} \cdot \ln z_j + \psi \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y \quad fr - \pi I$$

$$+ \theta \cdot \ln g + \sum \phi_{\lambda_k} \cdot \ln v_k + \mu$$

$$\ln e = \chi + \phi_D \cdot \ln D + \phi_{D^2} \cdot (\ln D)^2 + \sum \phi_{Dz_j} \cdot (\ln D \cdot \ln z_j)$$

$$+ \sum \phi_{z_j} \cdot \ln z_j + \psi \cdot \ln(b_r/b) + \eta \cdot \ln y$$

$$+ \theta \cdot \ln g + \sum \phi_{\lambda_k} \cdot \ln v_k + \mu$$

$$fr - \pi I$$

$$\pi x_3, \chi(= \ln K) \ \text{kiz数g}, \mu \ \text{kingan groups}.$$

-

理論(6):都市スプロール弾力性の定義
都市スプロール弾力性とは?
「都市構造を1%抑制すると、公共サービスの限界供給
費用は何%変化するか」の指標
$$igger = \begin{cases} \left(\frac{\partial c_q}{c_q}\right) / \left(\frac{\partial D}{D}\right) \\ = \begin{cases} \left(\phi_D + \sum \phi_{Dz_j} \cdot \ln z_j\right) / (1+\varepsilon), & f - z I \\ \left(\phi_D + 2\phi_{D^2} \cdot \ln D + \sum \phi_{Dz_j} \cdot \ln z_j\right) / (1+\varepsilon). & f - z I \end{cases}$$

実証(1): 推計の期間と対象	
被説明変数	
住民1当り市町村歳出総額	
<u> 説明変数</u>	
後述のデータ	
推計対象	
日本の1085市町村	
(市及び総人口1.5万人以上の町村)	
推計年度	
2008年の単年度 (平成の大合併の影響排除)	
	23



実証(3): 説明変数②

 都市構造(D)と地域環境(z)の交差項[+]/[-]

 例えば、都市構造(D)の係数(α)は正であり、地域環境の効果が正で高い地域では、都市構造(D)が地方公共サービスの限界供給費用に及ぼす効果は

 (+)/[-] ⇒ 強まる/弱まる

 都市構造(D)が地方公共サービスの供給費用に及ぼす効果は、都市構造(D)の水準と共に

 (+)/[-] ⇒ 強まる/弱まる



実証(5): 説明変数④
住民1人当り所得(y): 課税所得総額÷総人口 係数は公共サービス需要の所得弾力性 [+]/[-] ⇒ 公共サービスは上級財 / 下級財
地域環境(z):住民1人当り一般診療所数が多い地域 では,公立病院の混雑効果が大きく非効率が発生、
地域選好(y):住民1人当り空き家率 [+]
空き家率の高い地域では,防災性・防犯性が低く消 防等を中心に地方公共サービスに対する地域独自 の需要が発生、

実証(6): 証	述統	計			
変数	平均值	中位值	最大值	最小值	標準偏差
歳出額	0.38	0.35	3.51	0.19	0.14
租税負担割合	1.50	1.49	4.69	1.17	0.18
総所得	1.27	1.24	3.01	0.40	0.31
政府間財政移転額	0.16	0.13	0.59	0.03	0.10
一般診療所数	6.70E-04	6.57E-04	1.54E-03	1.48E-04	2.00E-04
空き家率	3.43E-06	2.50E-06	3.80E-05	3.00E-08	3.32E-06
					28

実証(7):	推計約	結果(1)			
ケースI	a1b1	a1b2	a1b3	a2b1	a2b2	a2b3
都市構造	[-]**	$[+]^*$	[-]***	[-]**	$[+]^*$	[-]***
都市構造 ×一般診療所	[-]**	$[+]^{*}$	[-]***	[-]***	$[+]^{*}$	[-]***
都市構造の2乗	_	—	_	_	_	-
租税負担割合	[-]***	[-]***	[-]***	[-]**	[-]***	[-]***
総所得	$[+]^{***}$	$[+]^{**}$	$[+]^{**}$	$[+]^{***}$	$[+]^{**}$	$[+]^{***}$
政府間 財政移転額	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	[+]***
(注) ***は両側1%	6水準,**(は両側5%	水準,*は	両側10%水	、準で統計	的に有意
※都市スプロ	コール弾	单力性=	-0.113	5 ~ 0.24	4	29

実証(8):	推計將	結果(2)				
ケースII	a1b1	a1b2	a1b3	a2b1	a2b2	a2b3	
都市構造	[-]**	$[+]^*$	[-]***	[-]**	$[+]^*$	[-]***	
都市構造 ×一般診療所数	[-]**	$[+]^*$	[-]***	[-]***	[+]	[-]***	
都市構造の2乗	$[+]^{***}$	$[+]^{*}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{*}$	$[+]^{***}$	
租税負担割合	[-]***	[-]***	[-]***	[-]***	[-]***	[-] ***	
総所得	$[+]^{**}$	$[+]^{**}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{**}$	$[+]^{***}$	
政府間 財政移転額	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	$[+]^{***}$	[+]***	
(注) ***は両側1%	赤準,**(よ両側5%フ	水準,*は同	⑤側10%水	準で統計的	的に有意。	
※ 都市スプロ	コール弾	卢力性=	-0.207	7 ~ 0.32	4	30	

結論:帰結と政策提言

【帰結】

 都市構造の抑制は、地方公共サービスの供給費 用を削減させる場合だけでなく、反対に増加させる 場合もある。

【政策提言】

 コンパクトシティの達成にむけた都市政策は、市町 村ごとに慎重に検討すべきである。

【課題】

都市スプロール弾力性が正または負になる市町村の特性を精査する必要がある。

第2章 参考資料







		地方公会計整備の耳	図組の経緯
		地方	国
平成12年	3月	地方公共団体の総合的な財政分析に関する調査研究会報告書	
平成13年	3月	地方公共団体の総合的な財政分析に関する調査研究会報告書 ー「行政コスト計算書」と「各地方公共団体全体のパランスシート」 ー	
平成16年	6月		「省庁別財務書類の作成基準」(財政制度等審議会)
			行政改革の重要方針(平成17年12月24日閣議決定)
平成17年	12月		5.政府資産・債務改革 「国及び地方公共団体の資産・債務の管理等に必要な公会計の整備 については、企業会計の考え方を活用した財務書類の作成基準等の 必要な見直しを行うなど、一層の推進を図る」
	5月	新地方公会計制度研究会報告書	
		 ・基準モデル及び総務省方式改訂モデルによる財務4表の作成手順の提示 	
	6月		行政改革推進法(平成18年法律第47号)施行
平成18年			 ・地方に資産・債務改革を要請、国は企業会計の慣行を参考とした貨 借対照表など地方に対して財務書類の整備に関して助言することを表 完
	8月	「地方公共団体における行政改革の更なる推進のための指針」 (総務事務次官通知) ・新地方公会計モデルを活用した財務書類の整備、資産・債務改革に 関する具体的な施策の策定を要請	<u>л</u>
		「今後の新地方公会計の推進に関する研究会」発足	
平成22年	9月	・更に新地方公会計を推進するため、作成依頼から3年が経過した財 務書類の作成についての検証や国際公会計基準及び国の公会計等 の動向を踏まえた新地方公会計の推進方策などを検討	



	統一的な基準による地方公会計の整備促進について(大臣通知)	1
		_
t—	的な基準による地方公会計の整備促進について(平成27年1月23日 総務大臣通知(総財務第14	号))
	也方公会計については、これまで、各地方公共団体において財務書類の作成・公表等に取り組まれてきたと	ころ
で	tが、 <u>人口減少・少子高齢化が進展している中、財政のマネジメント強化のため、地方公会計を予算編成</u> 等	に積
極	りに活用し、地方公共団体の限られた財源を「賢く使う」取組を行うことは極めて重要であると考えており	<u>ます。</u>
	今後の地方公会計の整備促進については、「今後の地方公会計の整備促進について」(平成26年5月23日付	総務
大	と通知総財務第102号)のとおり、平成26年4月30日に固定資産台帳の整備と複式簿記の導人を前提とした財	務書
類	の作成に関する統一的な基準を示したところです。その後、「今後の新地方公会計の推進に関する実務研究 9回して読みされたように、正式2012年、2010年には、「本本社が正していた」が発出している実務研究	会」
を	ダ直して議論を進めてさましたが、平成27年1月23日に「統一的な基準による地方公会計マニュアル」を取 ◆~~)	りま
ح	のております。 リオー・フリートかいては、な、めた甘進に「して時改書物の佐定壬順の次本の証法大法」 田白次本公開の教	曲エ
비견	∃該くーユアルにおいては、統一的な参华による財務書類の作成于順や貫座の評価方法、固定貫座百帳の釡 演な肝教書類の休式チ順・東参明・佐売期のかどすい」と公托さけじかしする肝教書類の活田士は生なテニ	1佣于 てむ
順	連和財務省規のTF成于順、事業加・肥設別のビゾメノトガ州をはしめとする財務省規の活用ガス寺を示し ます	CD
9	⁵ 9 ⊙ つきましてけ、当該マニュマル±会老にして、統一的な其進に上る財務書類等た盾則として亚戓97年度から	亚成
20	ノこよしてはな、コピ、シーナノかりやかにして、加 <u>りな金生にようが初音度ならに対してして「死だ」十度だい。</u> 王度主での3年間で今ての地方公共団体において作成し、予貨編成等に活躍なりに美田されるとう姓氏のご知	上成
10		hes C
00	ー	早期
10	司台帳を整備することが望まれます。	
_	はお、統一的な基準による財務書類等を作成するためには、ノウハウを修得した職員の育成やICTを活用	した
シ	<u> ステムの整備が不可欠であり、平成27年度には関係機関における研修の充実・強化や標準的なソフトウェア</u>	の無
償	<u>是供も行う予定です。また、固定資産台帳の整備等に要する一定の経費については、今年度から特別交付税</u>	措置
を	<u> </u>	
	B都道府県知事におかれては、貴都道府県内の指定都市を除く市町村長に対してこの通知について速やかに	ご連
絡	いただき、通知の趣旨について適切に助言いただくようお願いします。	
	なお、地域の元気創造プラットフォームにおける調査・照会システムを通じて、各市町村に対して、この通	知に
つ	いての情報提供を行っていることを申し添えます。	

統一的な基準による財務書類等の整備状況

○ 地方公共団体が所有する全ての固定資産について、取得価額、耐用年数等のデータを網羅的に記載した「固定資産台帳」 は、95.3%の団体において整備済み。

○ 統一的な基準による財務書類については、作成を要請している平成29年度末までに、88.2%の団体において作成済みとなっている。また、平成30年3月31日時点では作成中の団体のうち、89団体が平成30年6月30日までに作成済み(93.2%)となっている。

【固定資産台帳の整備状況】										平成30年3月	31日現在
区公	都道	首府県		指定	都市		市区町	「村		合言	t
区)	団体数	割合	団体	数	割	合	団体数	割合		団体数	割合
整備済み	43	91.	5%	19	9	95.0%	1,642	95.4%		1,704	95.3%
整備中	4	8.	5%	1		5.0%	79	4.6%		84	4.7%
合計	47	10	0%	20		100%	1,721	100%		1,788	100%
【財務書類の整備状況】 _{(「%」は}	は、小数点第2	位を四捨五	入しているた	め合計	が一致	しない場合	がある。)		_	平成30年3月	31日現在
作出生识		都道	府県		指定	都市	市	区町村		合	計
TFRC1X/JZ		団体数	割合	団(本数	割合	団体数	割合		団体数	割合

		団体剱	割合	団体剱	割合	団体剱	割合	団体剱	割合
	H28決算までに作成済み	36	76.6%	19	95.0%	1,425	82.8%	1,480	82.8%
作成済み ※2	H29決算から日々仕訳	5	10.6%	0	0.0%	92	5.3%	97	5.4%
<i>////</i>	小計	41	87.2%	19	95.0%	1,517	88.1%	1,577	88.2%
	作成中	5	10.6%	1	5.0%	200	11.6%	206	11.5%
	未整備	1	2.1%	0	0.0%	4	0.2%	5	0.3%
	合計	47	100%	20	100%	1,721	100%	1,788	100%
_								-	
参考(3	平成30年6月30日現在)	42	89.4%	20	100%	1,604	93.2%	1,666	93.2%

※「平成29年度までに作成」する団体とは、平成29年度決算から財務書類を日々仕訳により作成する団体を含む。



財務書類作成の範囲

統一的な基準が対象とする作成主体は、都道府県、市区町村、一部事務組合及び広域連合です。 地方公共団体は、一般会計及び地方公営事業会計以外の特別会計からなる一般会計等を基礎として財務書類を作成 します。 また、一般会計等に地方公営事業会計を加えた全体財務書類、全体財務書類に地方公共団体の関連団体を加えた

また、一般会計等に地方公営事業会計を加えた全体財務書類、全体財務書類に地方公共団体の関連団体を加えた 連結財務書類をあわせて作成します。







/	意点 ————				
地方公共団体の貸借対昭表の資産	産、自信については、地	方公共団体	本特有の制度の影響によ	り、次のとおり、	アンバランスに計上されることが
あります。したがって、分析に当たっ	ては、これらの影響を加	口味して行う	必要があります。特に、	将来世代と過去	・現世代のバランスを評価するに
当たっては、これらの影響を反映した	と上で行うことが求めら	れます。			
1 地方公共団体の管理対象であるか	、斫有を」 ていたいインフ	- 今 在 (建 物	1・工作物等)の左右		
都道府県管理の国道や一級河川	等については、都道府県 <i>#</i>	が建設費や維	<u>」 エ 16 13 年7 00 15 位</u> 持費を負担しているが、資産	そのものは国に帰	属しているため、地方公共団体の貸借
対照表においては、整備に要した	経費に充てた地方債等は負	したけたする	る一方で、資産には計上され	ない。しかし、現実	こは当該都道府県に存在し、広く県民
か将来の経済的便益を享受するも	らのであることからも、実質問	りには都連府	県の貧産とみなすこともできる	るものである。	
2 地方交付税の代替措置である臨時	<u>寺財政対策債、その他地</u> 発行されて地支債である際	方交付税措施	<u>置のある地方債の存在</u> まの確立は、一利償還会相当	4555-15-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-	け形で供罢され スニトトされ ブハス ま
た、その他にも、元利償還金の一番	部又は全部が将来の交付和	説の基準財政	需要額に算入される地方債も	存在するが、交付	団体であり続ける限り、いずれも実質的
には資金流出がもたらされないも(のである。				
3 昭和59年度以前に取得された又は	は取得価額が不明なもの	<u>の存在</u>			
道路敷地等のうち、昭和59年度	以前に取得された又は取得 * 7	导価額が不明	なものについては、統一的な	:基準に基づき備忘	価額1円で評価しているため、実際より
低い負産計上となっているものかな	୭ବି				
			(単	位 百万円)	
	110		<		
行政サービスを提供するため庁	科目	金額	科目	金額	地方債など、将来世代の負担
行政サービスを提供するため庁 ∖ 舎、公共施設などの固定資産や 」	<u>料日</u> 【資産の部】	金額	料日 【負債の部】	金額	地方債など、将来世代の負担
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する	<u>科日</u> 【資産の部】 固定資産 有形因定資産	金額 4,000,000 2,000,000	<u>料日</u> 【負債の部】 固定負債 地方債	金額 4,400,000 4,000,000	地方債など、将来世代の負担
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産	<u>料日</u> 【資産の部】 固定資産 有形固定資産 事業用資産	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000	<u>料目</u> 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000	地方債など、将来世代の負担 <u>臨時財政対策債、その他地</u> 方交付税措置のある地方債
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産	<u> </u>	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000	<u>料目</u> 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産	料目 【資産の部】 固定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) インフラ資産	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,900,000	<u>料目</u> 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (路)	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産 管理のみしている国道等の 計上されていない資産の存在	村日 【資産の部】 周定資産 有形固定資産 小田田田安 小田田安 インフラ資産 土地 (資本)	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,900,000 1,000,000	<u>料日</u> 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 流動負債	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の管定基礎である共進
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産 管理のみしている国道等の 計上されていない資産の存在 管理者と所有者が異なる指定	村日 【資産の部】 周定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) インフラ資産 土地 (略) 済動時資産	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,900,000 1,000,000	<u>料日</u> 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 流動負債 1年以内償還予定地方債 臨時財政対策信等	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000 390,000 290,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の算定基礎である基準 財政需要額に含まれること
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産 管理のみしている国道等の 計上されていない資産の存在 管理者と所有者が異なる指定 区間外の国道や指定区間の一	刊日 【資産の部] 周定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) たつう資産 土地 (略) 流動資産 現金預金	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,000,000 1,000,000 800,000	科目 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 流動負債 1年以内償還予定地方債 臨時財政対策債等 その他	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000 390,000 290,000 100,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 <u>の存在</u> 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の算定基礎である基準 財政需要額に含まれること が見込まれる金額も負債に
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産 管理のみしている国道等の 計上されていない資産の存在 管理者と所有者が異なる指定 区間外の国道や指定区間の一 級河川等及び表示登記が行わ	村日 【資産の部] 周定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) インフラ資産 土地 (略) 流動資産 現金預金 (略)	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,000,000 1,000,000 1,000,000 800,000	科目 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 流動負債 1年以内償還予定地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) (感)	金額 4.400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000 390,000 290,000 100,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の算定基礎である基準 財政需要額に含まれること が見込まれる金額も負債に 計上されている。
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産 管理のみしている国道等の 計上されていない資産の存在 管理者と所有者が異なる指定 区間外の国道や指定区間の一 級河川等及び表示登記が行わ れていない法定外公共物の価	村日 【資産の部】 周定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) インフラ資産 土地 (略) 流動資産 現金預金 (略)	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,900,000 1,000,000 800,000	科目 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 流動負債 1年以内償還予定地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 人 (略) 人 (略) 人 (時) 人 (時) 人 (時) 人 (時) 人 (時)	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000 290,000 100,000 4,900,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の算定基礎である基準 財政需要額に含まれること が見込まれる金額も負債に 計上されている。 (注)注記に該当金額が記 載者わている
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産	村日 【資産の部】 周定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) インフラ資産 土地 (略) 流動資産 現金預金 (略)	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,900,000 1,000,000 800,000	科目 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 流動負債 1年以内償還予定地方債 臨時財政対策債等 その他 (略) 点員合計 【純資産の部】	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000 290,000 290,000 100,000 4,900,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の算定基礎である基準 財政需要超に含まれること が見込まれる金額も負債に 計上されている。 (注)注記に該当金額が記 載されている。
行政サービスを提供するため庁 舎、公共施設などの固定資産や 将来、行政サービスに使用する 現金などの資産	村日 【資産の部】 周定資産 有形固定資産 事業用資産 (略) インフラ資産 土地 (略) 流動資産 現金預金 (略)	金額 4,000,000 2,000,000 1,800,000 1,900,000 1,000,000 800,000	科目 【負債の部】 固定負債 地方債 臨時財政対策債等 その他 (路) 流動負債 1年以内償還予定地方債 臨時財政対策債等 その他 (路) 負債合計 【練資産の部】	金額 4,400,000 4,000,000 3,000,000 1,000,000 500,000 290,000 100,000 4,900,000	地方債など、将来世代の負担 臨時財政対策債、その他地 方交付税措置のある地方債 の存在 地方交付税措置のある地 方債のうち、将来の普通交 付税の算定基礎である基準 財政需要額に含まれること が見込まれる金額も負債に 計上されている。 (注)注記に該当金額が記 載されている。 地方公共団体特有の制度の影











运行公共1972年16月11日時点)										
								_	(単位	立:団体
区分	都這	節県	市区	町村	指定	都市	指定都 市区	市を除く 【町村	合	計
財務書類等の情報を基に、各種指標の分析を行った	13	(27.7%)	570	(32.7%)	13	(65.0%)	557	(32.4%)	583	(32.6%
施設別・事業別の行政コスト計算書を作成した	2	(4.3%)	36	(2.1%)	4	(20.0%)	32	(1.9%)	38	(2.1%
財務書類や固定資産台帳の情報を公共施設等総合管理計画又は個別施設計画に反映するなど、公共施設の適正管理に活用した	0	(0.0%)	83	(4.8%)	1	(5.0%)	82	(4.8%)	83	(4.6%
決算審査の補足資料とするなど、議会における説明資料 として活用した	8	(17.0%)	122	(7.0%)	8	(40.0%)	114	(6.6%)	130	(7.3%
簡易に要約した財務書類を作成するなどし、住民に分かり やすく財政状況を説明した	32	(68.1%)	334	(19.2%)	15	(75.0%)	319	(18.5%)	366	(20.5%
財務書類等の情報を基に,市場公募債の説明会において 財政状況を説明した	6	(12.8%)	6	(0.3%)	4	(20.0%)	2	(0.1%)	12	(0.7%
上記以外の活用	1	(2.1%)	33	(1.9%)	1	(5.0%)	32	(1.9%)	34	(1.9%

統一的な基準による財務書類の整備予定等調査(平成30年3月31日時点)より







「地方公	会計の活用の促進に関する研究会」について
1. 趣旨	
平成29年度までに概ね統一的な が図られることが必要であることが 促進に関する研究会」を開催する。 して検証を行う。	基準による地方公会計の整備が完了するところであり、今後は、各地方公共団体において地方公会計の活用 っ、先進事例の更なる収集・分析及び財務書類等の新たな活用方策の検討を行うため、「地方公会計の活用の 第せて、「統一的な基準による地方公会計マニュアル」(以下「マニュアル」という。)の内容について、実態に即
2 主な検討内容	3 閱催期間
 (1)財務書類及び固定資産台帽 (2)財務書類等の分析手法 (3)固定資産台帳の公表のあり (4)地方公共団体の課題解決フ (5)その他マニュアルの改正 等 	もの適切な作成・更新のための方法 方 パロセスに沿った財務書類等の活用事例の紹介 等
4. 構成員	
 (座長) (ボンバー) 天川 竜治 稲沢 克祐 小松 靖弘 小室 将雄 菅原 正明 関口 智 高橋 晶子 土田 文紹 中川 美雪 宮澤 正泰 	関西学院大学大学院経済学研究科・人間福祉学部教授 ※敬称略 熊本県宇城市総務部財政課長 関西学院大学専門職大学院経営戦略研究科教授 浜松市財務部次長 有限責任監査法人トーマツパートナー 公認会計士 公認会計士・税理士 立教大学経済学部経済政策学科教授 新日本監査法人シニアマネージャー 公認会計士 東京都会計管理局新公会計制度担当課長 有限責任あずさ監査法人シニアマネジャー 公認会計士 習志野市会計管理者
5. 研究会に関する資料及び報	告書
 ・全4回の研究会の開催に関する 「地方公会計の注用の促進に関する」 	 資料及び報告書については、総務省のホームページにおいて公表。 はてみ研究会」 http://www.soumu.go.jp/maip.sociki/kapkuu/kokaikai.sokuship/index.html

1 地万	公会計の活用に向けて	
 ・ 地方公 とが前掛 	、 会計については、整備の段階から活用の段階へステージが変わってきているが、適切に固定資産台帳を更新し、財務書類を適切に作 是。その上で、財務書類及び各種指標の類似団体比較、経年比較等により、多面的に状況を分析することが可能となる。	成するこ
・これら	の情報を課題の解決に向けたプロセスにおいて利用することにより、適切な判断が行うことができるようにすることが重要。	
2 財務	書類等の適切な作成のために	
(1)固定		
 東京 	(都、浜松市、習志野市、宇城市、和光市の固定資産台帳の更新実務の実例を参考に、新たに取得した資産の登録や支出に関連しない	、除却等の
確認力	5法、更新のスケジュール等について、具体的な取組方法を整理。	
(2)固定	資産台帳の公表 ■素素され、マリンダを踏まる、ハナリさんを形に円体を提応する際は、マト、円白液さんほんはおいた円でもること、ハキにたち、マリン	
 ・ 氏間 カデー 	事業者のビアリンクを踏まえ、公有財産の利沽用等を提案する側としても、固定貧産台帳の情報は有用であること、公表にあたっては約 タ形式が望ましいこと等を確認、利法用したい資産がある場合には、固定資産台帳の公表と併せて、その音向等を示すことが有効。	扁集可能
(3)財務	書類の適切な作成に資するチェックリスト	
 統一 	的な基準に沿って財務書類が正確に作成され、資産負債内訳簿等の金額と整合性がとれていること等を確認するためのチェックリスト	を整理。
3 財務	書類等の見方及び分析方法について	
(1)財務		-
・財務	4表のそれぞれについて、地方公共団体特有の制度を踏まえ、注目すべき勘定科目や併せて確認すべき附属明細書、注記の記載とそ	の意味、
財務書	『類には計上されていない貧産の仔在等分析に当たって留意すべき事項等を整埋。 毎に ▶ 2 ハモ	
(2)拍標:	⇒による万价 :≢粘笑のデータかに得られス主た指揮の質出方法と その数値かに得られス情報及び留音車頂笑について整理 たお 財務書類及び	告 博 に つ
いては	は、経年比較や類似団体の比較により分析することが有効。	
・ 事業	別・施設別等のセグメント分析に必要な費用の配賦基準等については今後の検討課題。	
(3)事例		
 11事 	例について活用に至るまでのプロセス等に沿って整理。	
4 その		
・地方	「公共団体の職員に対する人材育成が極めて重要。総務省が行っている研修については沽用に同けた取組を習得できる内容への転換。	や充実が



経済財政運営と改革の基本方針2018			
「経済財政運営と	改革の基本方針2018~少子高齢化の克服による持続的な成長経路の実現~」		
(平成30年6月15	日閣議決定)(抜粋)		
第3章「経済・財	政一体改革」の推進		
4. 主要分野ごと	この計画の基本方針と重要課題		
(2)社会資本整	備等		
(公的ストックの	D適正化)		
「公共施設	等総合管理計画」の「見える化」について、公営企業施設に係る記載などを含め、そ		
の内容を充	実させる。「個別施設計画」の策定率の低い分野については、関係府省が、ガイドライ		
ンの策定、	を付金等における計画の策定要件化等により、実効的な計画策定を支援する。また、		
地方公共団	体ごとの計画策定状況や長寿命化等の対策の有無等を「見える化」し、先進・優良事		
例の横展開	を行う。「個別施設計画」を踏まえ、2021年度までに「公共施設等総合管理計画」の見		
直し・充実を	進める。		
(3)地方行財政改	ሏ革・分野横断的な取組等		
(見える化、先	進・優良事例の横展開)		
<u>統一的基準</u>	<u>隼による地方公会計について、固定資産台帳や出資金明細等の整備等、比較可能な</u>		
形で情報公	開の徹底・拡充を促進するなど、資産管理向上への活用を推進する。		

ロ財務書類の活用事例













セグメント分析(予算編成への活用) 2 (事例)予算要求特別操による中長期的なつるトの削減(發媒唱任予歌研部町)				
育京・日的				
○ 予算の編成過	星において、施設別・	事業別財務書類の活用	や中長期的なコストの「見える化」に	こより、限られた財源を賢く
使つことを促進し	ていく。			
〇 平成28年度に	らいて、公会計を活用	引した 「予算要求特別枠」	を設定。中長期的なコスト減につな	がる事業(蛍光灯のLED
化、高耐久性部	材の導入等)について	こは、通常の予算要求枠と	とは別枠での予算要求を可能とした	•
○ 各担当課は、カ	6設別・事業別の財務	務書類を審査資料として 則	す政当局に提出。中長期的なコスト	減の検証などを行っていく。
年間コスト比較(・	メージ) [施設別のラ	ライフサイクルコスト(試算)]		
	初期費用	初期費用/耐用年数		
蛍光灯	300万円	150万円	ここのにした場合、年间30 万円削減でき、雷気代の	明器具の方が安くな
蛍光灯型LEDラン	パ 1,000万円	100万円	削減も2割程度期待。	るため、LEDを選択。
※耐用年数について	通常の蛍光灯は2年、L	EDライトは10年と仮定		
	減も2割程度期待できる	Do		
※この他、電気代の調				
※この他、電気代の調				
※この他、電気代の詳 効果等				
※この他、電気代の開 効果等 〇「予算要求特別	枠」を創設することに	こより、財務書類を積極的	□に活用し、中長期的なコストを意識	した予算編成を行う機運
【事例】予算編成のための行政コスト ^{北国、日本}	◇の比較(熊本県宇城市)			
--	--			
月京・日的 ○ 合併時占では 事業や施設管理の予算	編成の基準が旧町ごとに異なっており 予算編成時占で行政ってト笑の比較検討			
をすることが必要となっていた。				
事例概要				
○ 予算科目を設定する際、款・項・目の 下に担当係別に施設別等に事業単位を	款 款名称 項 項名称 目 目名称 事業 連番 事業名称 びとくくりにするのではなく、 9 教育者 51社会教育者 5 図書館者 200 図書館一般経費 各図書館単位で設定			
設定することで、予算編成時点において	9 教育費 5 社会教育費 5 図書館費 200 図書館運営委員会程			
●未別・他設別の11以コスト計昇音寺で 作成Ⅰ比較分析。	9 教育費 5 社会教育費 5 図書館費 203 A図書館施設管理経 0 教育费 5 社会教育費 5 図書館费 204 B図書館施設管理経			
	9 教育費 5 社会教育費 5 図書館費 205 区図書館施設管理経費			
	9 教育費 5 社会教育費 5 図書館費 206 D図書館施設管理経費			
	9 約 約 約 う 数 合 数 の 数 数 数 数 数 数 数 数 数 数 数 数 数			
	9 教育貨 3 社会教育貨 3 図書館貨 105 図書館職員人件貨 9 教育者 5 社会教育者 5 図書館者 1143 図書館建設経者			
	9 教育費 5 社会教育費 5 図書館費 1230 移動図書館事業費			



		所による施	設使用科の週止1	化(十桨県浦安市		
背景						
O F	平成16年8月、浦安市	行政改革推动	進委員会より「使用料	¥等基準に関する意見	見書」の提言を受け、受益	と負担の原則に基
5	ざ公正かつ透明性の	高い 文 金 石]	見担制度の運用に頂	[9 る7:0)、「伊用科寻	F設定及び改定基準につ	いて(指針)」を東定
重风						
17 1					施設別行政コスト計算書	書(文化会館)
O が	を設別行政コスト計算	書(右表)の	経常費用の金額等を	を活用して、使用料		(単位:千円)
等	算定表(下表)に基づ	きトータルコ	ストを算出		【怒觉费田】	H17(改定前)
<u>ا</u> ک	当該トータルコストに☆	まて施設類	刑毎の受益者自由が	&を設定し(100%)	1. 経常業務費用	358, 989
750		りして肥設現	全毎の文重有負担す	甲を設定し(100%)、 田料生た質空	①人件費	0
75	70, 3070, 2370, 0700		れる本にのの、こ次	用料守を昇足	(2)物件費	129, 793
_					その他	1, 384
侈	<u>使用料等算定表(例)</u>		施設	名文化会館	3経費	223, 738
	(昇式) < 大会議至2 使用面積に対する1時間当)	たり使用料			④業務関連費用	5, 458
	=経常費用×使用床面	i積/建物延面積	÷年間利用可能日数÷1日	利用可能時間	2. 移転文出 経営費田合計	359.017
	=359,017千円×179/	78,688÷271÷12			【経常利益】	000,017
	=2,2/5円 1時間当たり現行使用料	(全日利用ベーン	、11.760÷12=980円		経常業務収益	25, 425
篿	靠定額	2. 275円	受益者負担率	50%	 ①業務収益 ②業務関連収益 	25, 425
f	自担率後額	1.137円	現行使用料	980円	経常収益合計	25, 425
Ľ					純経常費用(純行政コスト)	333, 592

ſ











水道・下水道事業の 持続的経営の確保に向けて ^{平成30年10月25日} ^{総務省 自治財政局 公営企業課 理事官 志賀 真幸}









	2. 地方行	財政改革の推進②	平成30年4月24日 経済財政諮問会日 野田議員提出資料(抜粋
(3) 効率化	こ資する賢い投資を推進	────────────────────────────────────	的な地方税体系の構築
公共施設等総合管理計画に	基づく賢い投資を推進	地方税源の偏在是正に向けた取組	
 公共施設等総合管理計の個別施設計画の策定を により、中長期的に経費 を推進。 <イメージ> 平成29年度 平成30年度 公共施設等総合管理 公共施設等総合管理 (土な個別施設計画の策定状況(※) 道路(橋梁):65%,河川88%,置 (※)策定状況は平成29年4月1日時 	曲に基づき、関係省庁と連携して早 促し、長寿命化、集約化・複合化等 の軽減・平準化につながる。適正管理 ^{平成31年度} ^{平成29年9月30日時点} ^{99,4%の団体で策定済} : (~平成32年度) ^業 水利施設: 62%、福祉分野:17%、学校施設:4% 点 (ただし、道路(橋梁)、河川は平成28年度未時点)	 ・ 近年、経済再生への取組により地方税収 中で、地域間の財政力格差は再び拡大する 人□-人当たりの地方税収の格差(※):地方税全体 2.4億 (※)平成28年度決算額。人□-人当たりの税収額に係る最大 ・ 地方創生の推進と一億総活躍社会の実現 方団体のみが発展するのではなく、都市も 続可能な形で発展をしていくため、新たに ・ <u>地方法人課税における税源の偏在を是正</u> <u>て検討し、平成31年度税制改正において</u> 	が全体として増加する 小傾向。 「 地方法人二税 6.1倍 の都道所県と思小の都道所県の留 」に向け、税源の豊かな う地方も支え合い、共に ご抜本的な取組が必要。 する新たな措置につい 詰を得る 。
公共施設等の適正管理に取 ○ 公共施設等総合管理計 費の見通しの精緻化を仮 適正管理に取り組むこと ※平成32年度までに個別施設計画をお	り組むことによる効果額の見える化 画について、中長期的な維持管理・ 進するとともに、 <u>平成33年度まで</u> による効果額を示すよう要請。 ^{能定することとしており、これを踏まえて効果額等を影}	マイメージ> (現在(例:過去5年平均)) (今後30年間の経 要新等に 要している経費 100億円/年 (今後30年間の経 既存施設を 世純更新した場合 … 15 長寿命化等の対策 … 13	費〕 (効果額) i0億円/年 i0億円/年
 水道・下水道の広域化等の 大規模な投資を必要と について、広域化の推進 ための方策等を検討する な方針を年内に策定。 (※) 水道財政のあり方に関する研究 	推進 するライフラインである水道・下オ <u>を含め、事業の</u> 持続的経営を確保す 研究会 (※) を立ち上げており、具体 会、下水道財政のあり方に関する研究会	く人口減少に伴う有収水量の減少> く施設の老村 (百万州) 水道の有収水量の排移 14,500 小道の有収水量の推移 14,179 14,179 14,000 13,755 13,500 13,524 13,000 2010 2010 2012 3,000 2014	5化> の更新投資額の推移 7,818 6,550 7,010 7,011

第3章	「経済・財政一体改革」の推進	(平成30年6月15日閣議決定
 主要分 (3)地方 (公営 金費 (公営 金費 (公 (公営 金費 (公営 金) (公営 金) (公営 金) (公営 金) (公営 金) (公営 金) (公営 金) (公 (公 (公 (公 (公 (公 (公 ((公 ((公 (((公 (((((((((((((((((((((((((((((((小は、ア・メース・フェンスと う野ごとの計画の基本方針と重要課題 行財政改革・分野横断的な取組等 営企業・第三セクター等の経営抜本改革) 認の広域化、連携、再編・統合など経営の抜本改革を加速す。 認の広域化、連携、再編・統合など経営の抜本改革を加速す。 認の知見の活用といった抜本的な改革等を推進する。あわせ の強化とマネジメントの向上を促す。下水道・簡易水道について を一層促進する。第三セクター等については、財政的リスクな 水道について、広域化・共同化の推進を含め、持続的経営を	る。公営企業の経営戦略の策定及びPDCA等を通じて、更新費用や料金、繰出基 目者の情報の「見える化」や、繰出基準の精査・見直し、事業廃止、民営化、広域化 たて、総務省は改革の進捗や成果の定量的把握を強力に進め、公営企業の一層の ては、新たなロードマップを明確化し、人口3万人未満の団体における公営企業会 式況を踏まえ、各地方公共団体における経営健全化のための方針の策定・公表を 確保する方策等を検討し、具体的な方針を年内に策定する。先行事例の歳出効率
1Ľ1º4X♥₹	「奴这时政课会であってい、多様なPPP、Priの導入や広域	
 第 <i>3章</i>	経済対政に出ていて	- · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
3. 主要 (3) 地方 (3) 地 (略) 地方公開 知見の活 状況と効明	→野ごとの改革の取組 示行財政 っ方交付税をはじめとした地方の財政に係る制度の 営企業について、マネジメントの向上の観点から、管理者の設 用を推進する方策を講じる。また、公営企業の経営戦略や新 県をチェックする。さらに、事業体間の経営状況の違いを乗り	の改革 電などの経営体制や経営状況の「見える化」、公営企業会計の適用及び外部の 公立病院改革プランの策定を促すとともに、抜本的な改革の検討を推進し、進捗 越えて事業統合・再編を進めるなどの先進事例の徴展閉、将来予測のための簡











	水道事業におけ	る広域化事例①(事業会	全体の広域化)
	用水供給事業と末端給水事業の 垂直・水平統合(企業団)	末端給水事業の一体化	水道事業の代替執行
イメージ	(現在) (現在) (日本) (日本)	柏崎市 給水区域 	ALIE IN DUM THE SECUREMENT OF A DUM - BEACT ALIE AND ALIES AND AL
団体名	香川県·県内市町等	新潟県柏崎市、羽刈村	北九州市、宗像地区事務組合
取組内容	用水供給を行う県水道局、末端給水を行う県内16市町、用水供給を行う企業団を 垂直・水平統合	刈羽村の水道事業を柏崎市で運営するため必要 な施設・管路を整備した。	宗像地区事務組合が水道施設の建設改良 工事に関する事務等を北九州市に代替執行 を要請。
制度的 枠組み	事業統合 (一部事務組合·企業団等)	給水区域の拡大	事務の代替執行
整備コスト	各市町等による事業費 :4,584億円(28年間) ↓ (△23.2億円/年) 事業統合を行い企業団で施設を更新 :3,934億円(28年間)	刈羽村浄水場の更新:15.6億円 ↓ (<u>△2.8億円</u>) 事業統合に係る施設整備:12.8億円	-
運営コストの 減	各市町等による事業運営コスト :6,718億円(28年間) ↓ (<u>△10.9億円/年</u>) 企業団による事業運営コスト :6,414億円(28年間)	事業統合前の2市村の事業運営コスト:25.4億円 ↓ (<u>△1.5億円/年</u>) 事業統合後の2市村の事業運営コスト:23.9億円	単独で事業を運営:5.7億円 ^{↓(<u>△0.37億円/年</u>) 事業の一部を代替執行した場合:5.3億円}
10年間の コスト 比較【A】	広域化しない場合 :1,637.1+2,399.2=4,036.3億円 単 (<u>△340.6億円/10年</u>) 広域化した場合 :1,405.0+2,290.7=3,695.7億円	広域化しない場合:15.6+254=269.6億円	広域化しない場合:56.7億円 ↓ (<u>△3.7億円/10年</u>) 広域化した場合:53.0億円

	施設の統虜	合・共同利用	事務の広域的処理
	浄水場の統廃合	浄水場の共同利用	(システムの共同利用)
イメージ			
団体名	福岡県大牟田市、熊本県荒尾市	山口県周南市、光市	高知県須崎市、四万十町、中土佐町
取組内容	DBO方式を活用し、共同で浄水場の設計、 建設、維持管理を民間事業者に一括発注し て実施した。	光市の浄水場から周南市に給水することとした。このため光市の浄水場から周南市に送水 管を新設布設した	水道料金システムを共同で構築した
制度的 枠組み	水道法による業務の委託	その他 (光市から周南市へ分水)	その他
整備コスト	それぞれ単独で浄水場整備:44億円 ↓ (<u>△7億円</u>) 浄水場の共同整備・管路整備:37億円	周南市浄水場の更新:14.0億円	単独でそれぞれシステムを構築:2.9億円 ↓ (<u>△1.0億円</u>) システムを共同で構築:1.9億円
運営コストの 減	共同浄水場運営前の両市の浄水場運営コス ト:11.1億円 単 (<u>△1.3億円/年</u>) 共同浄水場運営後のコスト:9.8億円	周南市浄水場の運営⊐スト:0.6億円 ↓ (<u>△0.6億円/年</u>) 〃 : 0億円	単独でそれぞれシステムを管理:0.09億円 ↓ (<u>△0.04億円/年</u>) システムを共同で管理:0.05億円
10年間の	広域化しない場合:44+111=155億円	広域化しない場合:14+6=20億円	広域化しない場合:2.9+0.9=3.8億円









上水道の安全対策事業(災害対策)

【措置の概要】

人口及び産業の集積等の社会的条件、地勢等の自然的条件等を総合的に勘案して、地震により著しい被害が生じる恐れ があると認められる地区を給水地区に含む水道事業者が、災害対策の観点から実施する以下の①~③の事業に対して地方 財政措置を講じるもの。(地方単独事業も対象)

【財源スキーム】

①相互連絡 送・配水管の相 池能力の増強 及び自家発電 業を除く。)	管 等整備等() 互連絡管等の 事業、緊急遮断 20備の整備事業	17~) 整備事業、配水 所弁の整備事業 [〔] (更新・改築事	②基幹水道 浄水場、配水池 化事業(更新・ 年数経過施設の	着造物耐 と等の基章 改築事業 の更新・さ	村震化(H21~) キ水道構造物の耐震 を対象。ただし、耐用 ズ築事業は除く。)	3 末 管 メ カ 常	水道管 端給水 コンク い管に に実が 事業分)	野路耐震化 事業者が実 リート管、増 限る。)の耐 した耐震化 を上回る上	、 (H7~H1 施する、 オ (化ビニル 震化事業の 平 積事業分	2、H21~H3 <道管路(鋳) 管及び石綿 (H22~24の ² 均事業費(² に限る。)	0) 鉄セ)3 通
~~~	災害対策事業 ①	\longrightarrow	<	対策事業(2) (基幹	水道構造物耐震化)			災害対策事業	3(水道管路耐震化)		
	一般会計出資債	水道事業債	国庄林贴办	一般会計出資債	水道事業債	÷	;事業分 →		- 上粮事業分		→
国庫補助金	1/2	1/2	国厚懦助並	1/4	3/4	国庫 補助会	水道事業債	国庫補助金	一般会計出資價	水道事業價	24
ľ		→ 元利償還金の1/2を普通交付税	措置		→ 元利償還金の1/2を普通交付税措置					元利償退金の1/2を普通交付税	3/4 措置
<u> </u>	災害対策事業 ①	\longrightarrow	< 災害対	対策事業② (基幹	水道構造物耐震化)	←		災害対策事業	3(水道管路耐震化)		
一般会計出資債		水道車業債	一般会計出資借		水道事業借	€ →	は事業分 →◆		上積事業分		→
NATE R	1/2	1/2	1/4		3/4	水道	[事業 債	一般会計出資價	/4	水道事業債	3/4
	→ 元利償還金	の1/2を普通交付税措置		→元利償還金(D1/2を普通交付税措置				→ 元利償還金の1/2		





			グリ	レープご	との指標	の比較	ξ		
Bク B1	ブループの中 I グループの	□でも、料金匝 ○団体を中心と	回収率が100% として、更新	6となる料金: 投資に係る支	水準が最も高 援を検討する	いB1グル- る必要がある	−プの指標が か	特に厳しい傾	向にある
		団体数	料金 (円)	料金 回収率	給水人口 (人)	管路 更新率	有収水量1㎡ 当たり 資本費 (円/㎡)	有収水量1㎡ 当たり 管路延長 (m/㎡)	給水人口 当たり 管路延長 (m/人)
^	単純平均	341	3,952	113.0%	57,795	0.65%	99	0.103	10.9
A	中央値	341	3,834	111.2%	24,255	0.47%	96	0.095	9.8
A2	中央値	13	5,256	102.7%	11,432	0.11%	141	0.122	11.5
A3	中央値	218	4,040	108.1%	22,306	0.47%	102	0.099	10.1
A4	中央値	110	3,445	118.3%	38,358	0.52%	83	0.082	8.9
Б	単純平均	228	4,252	85.8%	26,325	0.53%	157	0.150	15.2
ь —	中央値	228	4,179	90.1%	16,482	0.33%	139	0.125	13.3
B1	中央値	33	4,914	59.6%	6,938	0.09%	266	0.244	19.7
B2	中央値	74	4,543	86.9%	17,944	0.27%	164	0.145	14.7
В3	中央値	121	3,834	95.5%	20,525	0.44%	121	0.110	11.2
C	単純平均	503	2,492	113.4%	132,696	0.70%	66	0.067	8.1
0	中央値	503	2,538	111.0%	49,470	0.58%	67	0.062	7.2
Р	単純平均	190	2,500	87.7%	151,876	0.55%	93	0.084	9.6
<u> </u>	中央値	190	2,549	93.8%	30,919	0.47%	84	0.078	8.8
D	中央値	4	2,591	28.3%	26,463	0.15%	274	0.158	13.4
D2	2 中央値	4	2,781	53.3%	21,327	0.02%	151	0.090	9.8
D	3 中央値	46	2,883	78.4%	20,658	0.32%	111	0.090	11.5
D4	1 中央値	136	2,451	96.2%	35,987	0.52%	76	0.065	7.5



 〇 都道府県は、市町村等とともに、平成34年度までに「広域化・共同化計画」を策定する。

 〇 平成30年度中の可能な限り早期に、「広域化・共同化計画」の検討体制を全ての市町村等参加のもと構築し、

- | 計画策定に着手する。
- 〇「広域化・共同化計画」は、都道府県構想を構成する計画の一部と位置付けられる。
- 〇「広域化・共同化計画」には、広域化に取り組む団体名、取組内容、対象施設名、スケジュール等を記載する。

広域化・共同化計画 (〇〇県 〇〇地区) [アウトプットイメージ]

				メニューに対するス	ケジュール 〈年度	0
広域化に関わる市町村、流域等	広域的な連携メニュー	連携に関わる施設名等	2018	短期(~5年間)	中期(~10年間)	長期的な方針 (~30年間)
				2020 2024	2025 2029	2030 2049
00流域(00市、00町)	処理場の維持管理の共同化	○○処理場、×処理場				
△△流域(○○市、○○町)	ICT整備、活用による維持管理の共同化	OO処理場、×処理場				 先行事例を果 内他地域での適
××市、OO市、O町	公社活用による共同化の推進	○○処理場、×処理場				会等で検討
××市、OO市	維持管理業者の共同選定		機	 ・共同選定ルールづくり ・共同選定開始]
○○県(流域)、○○市(流域間違)	関連市町村の管渠を都道府県が一体的に維持管理	流域:〇〇県管理の幹線管渠 流域関連:〇〇市の管渠	体制			
××市、OO市、O町	維持管理を共同化し、包括民間委託を実施	(農業)00処理場 (下水)00処理場	の構			1
××市、OO市、O町	汚泥処理施設の共同化・汚泥燃料化施設の設置	OO処理場、×処理場	築	·施設規模検討	 ・地方自治法事務委託 ・監護着や 	
××市	公共下水道と農業業落排水との統廃合	○○下水処理場、×農業処理場				
			l			

※「汚水処理の事業運営に係る「広域化・共同化計画」の策定について」(平成30年1月17日総務省・農水省・国交省・環境省4省課室長連名通知)

下水道事業における広域化事例

	施設の統廃	合·共同利用	事務の広域的処理
	汚水処理施設の統廃合	汚泥処理施設の共同利用	(システムの共同利用)
イメージ	公共下水道特理・農業		1/26/20.1918 2012 2012 2012 2012 2012 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012 2010 2012
団体名	石川県珠洲市(特環·農集)	島根県雲南広域連合 (雲南市・奥出雲町・飯南町)	山形県新庄市 (ほか6町村)
取組内容	農業集落排水の処理区を公共下水道の処理 場へ接続	従来別々に処理していたし尿・浄化槽汚泥等と 公共下水道汚泥を集約処理	光回線で中核処理場と周辺処理場を結び、 運転監視業務等を共同化
制度的 枠組み	同一自治体内の広域化 (地方自治法に依らないもの)	広域連合(地方自治法)	事務の委託(地方自治法)
整備コスト	農集処理場を更新・修繕: 09億円 ↓ (<u>△0.5億円</u>) 連絡管渠、中継ポンプ建設: 04億円 ※289年間の使用を予定	既存の処理場を更新:35.6億円	単独でそれぞれ施設更新:0.8億円 ↓ (0.8億円) システムを共同で構築:1.6億円 ※15年間の使用を予定
運営コスト	現状維持の農集維持管理:0.05億円/年	既存の処理場の維持管理:2.7億円/年 ↓ (<u>△0.4 億円/年</u>) 共同処理施設の維持管理等:2.3億円/年	単独でそれぞれ維持管理
10年間の コスト 比較【A】	広域化しない場合:0.9+0.5=1.4億円 ↓ (<u>△0.6億円/10年</u>) 広域化した場合:0.4+0.4=0.8億円	広域化しない場合: 35.6+27=62.6億円 ↓ (<u>へ21.7億円/10年</u>) 広域化した場合: 17.9+23=40.9億円	広域化しない場合:08億円 ↓ (<u>△9.2 億円/10年</u>)(※) 広域化した場合:1.6億円 ※運営コスト10年間の節減効果△100億を含める つれ



















(単位:兆円、%) 額 増減率 -B C/B 18.3 8.0 8.9 1.9 5.3 181.1 7.8 2.3 1.0 0.8 0.0 8.0 2.4 12.1 10.3 1.7 0.7 <u>0</u> 3.7 6.1 3.2 5.2 0.0 0.0 0.7 Ξ ы. Т 壍 ч. 뀂 増減額 C=A-B 0.0 0.0 0.3 0.0 1.4 0.0 1.4 0.3 0.0 0.1 0.3 0.2 :--0.2 0.7 0.9 0.1 2.7 0.6 0.4 1.2 0.1 1.1 0.0 0.0 0.3 0.2 2.7 0.7 4 11.6 86.9 20.3 37.1 12.2 5.8 5.8 2.6 86.9 2.6 16.0 9.2 4.0 5.2 5.9 60.3 20.2 1.0 0.3 1.3 0.5 0.5 0.2 13.7 14.1 1.8 39.4 I. 62.1 30年度 B 精査中のものであり、今後、異動する場合がある。 表示単位未満四捨五入の関係で積上げと合計が一致しない場合がある。 歳入歳出の概要 40.2 2.7 0.4 89.6 20.3 38.4 21.5 14.2 1.0 0.3 1.9 6.9 0.5 0.5 0.3 2.5 2.0 89.6 6.2 9.4 3.3 6.2 6.0 3.0 4.7 60.7 1.3 62.7 6.1 31年度 A 2 っ ち 補 B っ ち 単 浄 うちまち・ひと・しごと創生事業費 税税等税金债债外他 浜 費費助独 厼 费费费助 爼 うち緊急防災・減災事業費 金費) うち公共施設等適正管理推進事業費 うち緊急自然災害防止対策事業費 \sim 以 仑 策 倁 Ħ ど 赏 絟 铚 衣 宀 付出 颜 経補 絰 t 衣 ₩ 策 蓧 討 題 尔 係政 費 囫炎 镹 衣 盢 交支方 債補的 業超 10 方 譲 6 詣 镹 稵 討 40€ 関行 討 般 超 尘 輵 方特 M ا 欪 方庫 欪 抟 資 準 茟 与 般 $\boldsymbol{\omega}$ 鮰 R 臨 臨 通常収支分 Ķ 直単 5 **书 书 书 표 书** 夞 公 維 投 ž К * * 諘 諘 Ħ

 通常収支分 (1) 一般財源総額の確保と質の改善 (1) 一般財源総額の確保と質の改善 (1) 一般財源総額について、前年度を 0.6 兆円上回る 62.7 兆円を確保 ・地方税が増収となる中で、地方交付税総額について前年度を 0.2 兆円上回 ・地方税が増収となる中で、地方交付税総額について前年度を 0.2 兆円上回 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 ・地方税が増収となる中で、地方交付税総額について前年度を 0.2 兆円上回 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策(このいて前年度 6.21 兆円) ・地方(10 年の) ・地方(10 年の) ・地方(10 年の) ・地方(10 年の) ・地方(10 年の) ・加(10 月から実施する) ・1111に伴う地方の増収が値かであることから、地方負担分を指 する臨時交付金を創設し、全額国費により対応 ・消費税率引上げに伴う振うる) ・消費税率引上げに伴う地方の確保 ・消費税率引上げに伴う需要の平準化のための自動車税環境性能割のび軽 ・消費税率引上げににやう需要の平準化のための自動車税環境性能割のび6は
 一般財源総額の確保と質の改善 一般財源総額について、前年度を 0.6 兆円上回る 6.2.7 兆円を確保 地方税が増収となる中で、地方交付税総額について前年度を 0.2 兆円上回 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するともに、臨時財政対策債を前年の 兆円、両 6.0 兆円 16.2 兆円・恒序を留置 17.1 年 10 月から実施する幼児教育の無償化に伝る経費について、来年1 17.1 年 10 月から実施する幼児教育の無償化に伝る経費について、来年1 14.1 第1 13.3 兆円(「一 4.0 兆円、同 4.0 兆円 14.1 11 15.1 年 10 月から実施する幼児教育の無償化に伝る経費について、来年1 15.1 年 10 月から実施する幼児教育の無償化にに係る財第の確保 16.2 11 17.1 11 18.1 10 月から実施する幼児教育の無償化にに係る経費について、未年1 17.1 11 14.1 11 15.1 11 16.1 11 16.1 11 16.1 11 16.1 11 17.1 12 18.1 10 月から 18.1 10 月から表面子 18.1 10 月からための増配のから前期分を指行 18.1 11 18.1 11 18.1 11 19.1 11 14.1 11 15.1 11 14.1 10 14.1 11 14.1 11 15.1 11 14.1 10 14.1 11 15.1 11 14.1 10 14.1 11 14.1 11 14.1 11 15.1 11 14.1 10 14.1 11 14.1 11 14.1 11 14.1 11 15.1 11 15.1 11 16.1 11 16.1 11 16.1 11 16.1 11 17.1 11
 一般財源総額について、前年度を 0.6 兆円上回る 62.7 兆円を確保 地方税が増収となる中で、地方交付税総額について前年度を 0.2 兆円上回, 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 16.2 兆円を確保するとともに、臨時財政対策債を前年度から大幅に抑制 地方線額(水準超経費除き) 60.7 兆円(同十0.6 兆円、前年度 6.21 兆円) 地方球船(水準超経費除き) 60.7 兆円(同十0.4 兆円、前年度 6.21 兆円) 地方球船(水準超経費除き) 60.7 兆円(同十0.4 兆円、前年度 4.20 兆円) 地方交付法 16.2 兆円(同 +0.3 兆円, 同年度 4.20 兆円) 地方交付法 16.2 兆円(同 +0.3 兆円, 同 6.0.3 兆円) 地方交付法 16.2 兆円(同 +0.3 兆円, 同 0.0 3 兆円) 16.2 兆円(同 +0.3 兆円, 同 0.0 3 兆円) 16.2 兆円(同 +0.0 兆円, 前年度 4.20 兆円) 17.5 413 17.5 413 18.5 414 10 月から実施する幼児教育の無償化に係る斟請の確保 16.2 兆円(同 +0.0 兆円) 16.1 月から実施する幼児教育の無償化に係る斟請の確保 16.2 147 17.1 47, 141 18.1 10 月から実施する幼児教育の無償化にに係る経費について、来年1 17.1 47, 141 18.1 10 月から実施するがの増いが値かであることから、地方負担分を指 する臨時交付金を創設化、全額国費により対応 18.1 14 10 月から実施する人類の確保 18.1 14 10 月から変換加入でもの合力が応 18.1 14 10 日から実施するの無償化にに係る経費について、来45
 一般財源総額 62.7 兆円(前年度比十06 兆円,前年度 62.1 兆円) 一般財源総額(水準超経費除き) 60.7 兆円(同十0.4 兆円, 同 60.3 兆円) ・地方特例交付金・臨時交付金 42.9 兆円(前年度比十0.9 兆円, 同 60.3 兆円) ・地方特例交付金・臨時交付金 0.4 兆円(同 +0.3 兆円, 同 0.2 兆円) ・地方方(11) ・地方方(12) ・地方方(12) ・地方方(12) ・地方方(12) ・地方方(12) ・地方方(12) ・地方方(12) ・地方(12) ・ 消費税率引上(1) ・ビボー(12) ・ 1) ・ 1) ・ 1) ・ 平成 31 ・ 1) ・ 中成 31 ・ 中心 41 /ul>
 (2) 幼児教育の無償化に係る財源の確保 平成 31 年 10 月から実施する幼児教育の無償化に係る経費について、来年店は消費税率引上げに伴う地方の増収が僅かであることから、地方負担分を措置する臨時交付金を創設し、全額国費により対応 (3) 環境性能剤の臨時的軽減に係る財源の確保 消費税率引上げに伴う需要の平準化のための自動車税環境性能割及び軽1 動車税環境性能割の臨時的軽減による減収について、地方特例交付金によ
(3) 環境性能割の臨時的軽減に係る財源の確保 ・ 消費税率引上げに伴う需要の平準化のための自動車税環境性能割及び軽 動車税環境性能割の臨時的軽減による減収について、地方特例交付金によ
全額補填
(4) 防災・減災、国土強靱化のための3か年緊急対策の推進 緊急対策に係る事業費1.2 兆円を計上するとともに、これと連携しつつ、地方が単独事業として実施する防災インフラの整備を推進するため、新たに緊急自然害防止対策事業費0.3 兆円を計上
(5)地方財政の健全化 ・地方財源不足が大幅に縮小し(306.2 兆円→30.44 兆円)、折半対象財源不足 解消(300.3 兆円) ・臨時財政対策債は、前年度から 0.7 兆円抑制(30.40 兆円→30.3 兆円)
2. 東日本大震災分
○ 震災復興特別交付税の確保 東日本大震災の復旧・復興事業等の財源として震災復興特別交付税 0.4 兆f (前年度止▲00 兆円)を確保

Γ

 地方が人づくり革命の実施 ために財政運営を行うことが 200年度を0.6兆円上回る飯を 1 地力財類の確保 一般財類(62兆7,072) 一般財類(74) 一般市場(14年前編書期) 一般市場(14年前編書期) 一般市場(14年前編書期) 一般市場(14年前編書期) 一般市場(14年前編書期) 一時時期(14年前時) 一時時期(14年前時) 一時時期(14年前) 一時期(14年前) 一時
--

Г

▶ うち森林環境譲与税(仮称)を財源として実施する森林整備等 200 億円(皆増		
 ・ 重点課題対応分 2,700 億円(前年度比 +200億円、+8.0%) 		
税(仮称)を財源として実施する森林整備等の経費を新たに計上し、増額	2, 349 億円	子育て支援臨時交付金(仮称)
地方財政計画の一般行政経費に計上している重点課題対応分についた、森林環境譲生ま、ビーキ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・		とし、全額国費により対応
7 重点課題対応分の拡充	ついて、平成 31 年度は 負担分を措置する臨時	10 月から実施する幼児教育の無償化に係る経費に Eげに伴う地方の増収が僅かであることから、地方
 公共施設等適正管理推進事業費 4,800億円(③) 同額 	Ī	「の無償化に係る財源の確保
公共施設等の老朽化対策をはじめ適正管理を推進するため、「公共施設等適正管理排 進事業費」について、橋梁、都市公園等の長寿命化事業を対象に追加	23 30 31 16.3 16.0 16.2	8 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20
6 公共施設等の適正管理の推進		5交付税の推移 (兆円)
	16 兆 1, 809 億円	(a) + (b)
 緊急自然災害防止対策事業費 3,000 億円 	4,215 億円	宇度からの繰越金
補助事業費 1.518 億円	1,000 億円	:団体金融機構の公庫債権金利変動準備金の活用
・ 「防災・減災、国土強靱化のための3か年緊急対策」に基づく直轄事業負担金及び	▲ 792億円	刚会計借入金支払利子
るため、新たに緊急自然災害防止対策事業費を計上	▲ 5,000億円	射别会計借入金償還額
もに、これと連携しつつ、地方が単独事業として実施する防災インレラの整備を推進す	6, 876 億円	、税の法定率分
「防災・減災、国土強靱化のための3か年緊急対策」に基づく事業費を計上するとと	<u>6,299 億円</u> (b)	
5 防災・減災、国土強靱化のための3か年緊急対策の推進	2, 633 億円	+ における加算措置(既往法定分等)
	▲ 2,355億円	1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1
 軽自動車税減収補填特例交付金(仮称) 23億円 	13 兆 2, 8/7 億円 15 兆 5, 232 億円	1祝い法正準方寺 2・法人税・酒税・消費税の法定率分
 自動車税減収補填特例交付金(仮称) 	<u>15 兆 5, 510 億円</u> (a)	
消費税率引上げに伴う需要の平準化のための自動車税環境性能割及び軽自動車税環境 性能割の臨時的軽減による減収について、地方特例交付金により全額補塡	724 億円、+1.1%)	送(出ロベース) 16 兆 1,809 億円(前年度比 +1,
		寸税の確保
4 環境性能割の臨時的軽減に係る財源の確保		

Cと含性生素素の破壊 Control (1): Contro(1): Contro(1): Contro(1): Control (1): Con

水道・下水道事業の広域化等の推進	人口減少や施設の老朽化等に伴い、水道・下水道事業を取り巻く経営環境が厳しさを増す中、持続的な経営を確保する観点から、広域化等の推進及び着実な更新投資の促進を図るため、地方財政措置を講ずる	「90~81/22 いんそこ日 91-22 12 12 12 12 12 12 12 12 12 12 12 12 1	(1) 広域化の推進	① 広域化に係る事業に対する地方財政措置 i)対象事業	複数市町村における広域化に伴い必要となる施設の整備について、経営翁 だけでなく、施設の共同設置や事務の広域的処理等の地方単独事業も対象	ii) 財政措置 ii	地万負担額の1/2に一般会計出貸債(<u>交付税措置率60%</u>)、1/2に水道事身 (交付税措置なし)を充当	② 都道府県の広域化に関する計画策定等に要する経費について普通交付税措 //// #ホルエモから% < に%	(2) 酒実48 史新校覧の16 連 ① 水道管路耐震化事業(※)について、期限を平成35年度まで5年間延長	※通常事業分(過去3カ年の事業費の平均)に上積わして実施する事業費に係る地方負担 ・///	1/サーーwww.minuju(xri)がfale*ov%)、ジサーヘル=キール「Xriがfale%-レンをフrヨ ② ①のうち、経営条件の厳しさを示す指標等が一定水準以上の団体については、	積み事業費に係る <u>地方負担額の1/2</u> に一般会計出資債(交付税措置率50%) 1/2lc水道事業債(交付税措置なし)を充当	0 下水省車業		複数市町村及び <u>市町村内</u> における広域化・共同化に伴い必要となる施設(終オ 패組 社は┷富本、へ動曲	生物、 <u>1800日天</u> 中/ 07年開 ② 財砂档置	地方負担額の100%に下水道事業債を充当し、処理区域内人口密度に応じ、ラ 償還金の <u>28~56%を普通交付税措置</u> (通常の建設改良事業においては16~4 (事業費補正分))	(2) 都道府県の <u>「広域化・共同化計画」策定等に要する経費について普通交付税</u> 推 	※ このほか、上水道・下水道事業において、事業統合に伴い、高料金対策・高資本費対策の; 置額が統合前の合算額を下回る場合について、激変緩和措置を講ずる。
	踆等適正管理 施設等)		交付税措置率	50%					射政力に応じて 30~50%					5付税措置対象分 75%の30%	1		ᆂᇴᅴᇃᇛ	<u>3政別に有ナ</u> 講ずる)	
	わ「公共施設等適正管理 都市公園施設等)		充当率 交付税措置率	90% 50%					190% 財政力に応じて 30~50%					90% 交付税措置対象分 75%030%		事業が対象	王弟니남昭姓申니火士	<u>までいた死地政部に引ま</u> 財政措置を講ずる)	

1 ļ į I + 1 -

KL ~	% (%	%	%	3 %	%	% t	% (%	% (%	%	%	%	%	%	%	% (% (% 1	%	%	% €	%	% (% (御	%	%	%	%	% (% (
増減 ³ (見込)	1.9	с. Э.	181.1	1.1	2.3	▲ 18.3	16.9	2.0	3.1	1.0	0.7	0.1	0.2	▲ 1.5	3.7	6.1	0.8	0.0	8.0	▲ 2.4	3.2	12.1	18.9	5.2	0.0	0.0		▲ 0.7	▲ 2.8	10.3	3.1	2.9	4.0
									総			얭	绕	慾	慾	熧	熧			慾	熧	慫	熧	倊				倊	谗		够	瓷	谗
	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億日	億円	億円	億円	億日	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億日	億円	億円	億円
平成30年度	394, 294	25, 754	1, 544	160, 085	92, 186	39, 865	T 7 ▲	▲ 306	868, 973	621, 159	602, 759	203, 144	187, 313	15, 831	370, 522	202, 356	140, 614	10,000	2, 500	122,064	13, 079	116, 180	58, 104	58, 076	5, 000	4,800	I	25, 584	15, 846	18,400	868, 973	850, 573	712,663
	日興	田美	日美	日週	田道	日美	田美	田美	日興	日週	日興	周期	田美	日興	日週	田興	日興	日美	日邂	日漫	日興	日興	日美	日美	日漫	日漫	田興	田興	日美	日週	日調	田興	田鎭
平成31年度 (見込)	401, 633 1	27, 123 1	4,340 1	161, 809 1	94, 282 1	32, 568 1	▼ 90	▲ 312 4	895, 900 1	627, 072 {	606, 772 1	203, 300 1	187, 700 1	15, 600 1	384, 200 1	214, 800 1	141, 800 1	10,000 {	2,700 1	119, 100 1	13, 500 1	130, 200 1	69, 100 1	61, 100 1	5,000 1	4,800 1	3,000 1	25,400 1	15,400 1	20, 300 1	895, 900 1	875, 600 1	741, 200 1
									給			餘	修	修	慫	慫	慫			谗	谗	倊	谗	倊				얭	谗		餘	慫	倊
	税	税	鏒	斑	獖	獖	業分	業分	ęr.	~		璳	*	ЭШ	亁	ŝ	Ŷ	業費	\$	教	Ϋ́	教	¢۶	\$?	推費	業 業	教 御	令	抱 分	亁	eta.		Ħ
		存	中	付		対策	筆训	, ₩		漢	~ 徙	騕	Ц		摇	塅	凝	創生事	校		錼	羅	補助	策	* %	御 雅 田	" 対 策 寺	⊞	会計負	摇		~ 徙	擏
ш			× 4			4 政	興充	災光	¢	財	費を	忁	汌	#	闼	æ	¥.	с С	服					ૠ		適正管	反告防止	樂	通告		⊲¤	費 を	般
	力	鶅	囹	Ķ	七	自由	復源	迈度		袋	雄	R	#	15	行		~	• ~	405	徴	筙	砲	鉘	-	急防	施設等	御	袾	御道	躍		雜	1
座		力		72		趨	· 哲	TA TA	\prec	,	筆	.ith	巖	R.	æ	24	24	4	衝		柞	嶽	道	24	わ 服	も公共	の悪	令	業	븘	Ħ	準問	ID.
			¥			ۍ ¢	旧般	■ Ř			×		曲	山	94	0		ۍ ۴	-0 -0-				÷.	0	ć	ć	ŝ	抑	5 5			¥	Ŧ.
	뮟	뭒	型	型	表		√ 巡	全 !	凝	-	\smile	쀿	15	·B	1					\$	維	投						\$		×	骏	\sim	묏
	I				145							I									-125			-4									

12

868, 973 394, 294 25, 754 1, 544 160, 085 92, 186 621, 159 66.9% 10.6% 865 306 77 単位:億円) 平成30年度 ◀ 39, ◀ ▲ 312 66.4% 程度 10.5% 程度 895, 900 程度 401, 633 27, 123 4, 340 161,809 94, 282 32, 568 627, 072 ○ 交付税特別会計借入金残高 31.1兆円(平成31年度末見込み)
 ※平成30年度末見込み 31.6兆円 90 平成31年度 (見込) 主な地方財政指標積算基礎(通常収支分) 194兆円程度(平成31年度末見込み) ◀ $\frac{2+3+4+5+8+9}{1}$ 2+3+4+5+7+8+9 Θ 0 ✐ 6 0 \bigcirc 6 ල 0 Ξ 늒 税 税 柒 税 懚 氭 業分 業分 ※平成30年度末見込み 196兆円程度 0 策 빠៕ ④ 事当 衣 宀 竹 尔 卞 镹 ¢⊡ 充 興充 ¥: łΧ 靪 × O 地方の借入金残高 (東日本大震災分を含む) r 巖 łΧ 卞 復源 源 欪 一般財源総額 一般財源比率 地方債依存度 凾 防 踻 \prec ・財 . 臣 착 冇 4 方 围 旧般 ŝ 冇 (参考) 主な地方財政関係指標 푐 푐 滮 뵘 뵘 뵘 圐 一 (₩ |

(参考)

平成31年度地方財政収支見通しの概要 (通常収支分と東日本大震災分の合計)

		Μ						+ (見込) (見込)	×.	平成30年.	茰		増成学 (見込)	
	屠		力			籔		402, 378	億円	395, 022	億円		1.9	%
	屠	力	鶐		⁴	彂		27, 123	億円	25, 754	億円		5.3	%
	聖	方特	倒	ž t	令	御		4, 340	億日	1, 544	億円		181.1	%
影	묏	'	×		存	籔		165, 858	億円	164, 312	億円		0.9	%
	1	き 災 復	興特》	щ Х	1 100	以外		161, 809	億円	160, 085	億円		1.1	%
	19 19	16 災	医肠炎	副金	炎	*		4,049	億円	4, 227	億円		▲ 4.2	%
~	윆		力			鈩		94, 294	億円	92, 218	億円		2.3	%
	ć	も 昭	一般	材政	牧業	省		32, 568	億円	39, 865	億円		▲ 18. 3	%
	竣	K		⊲⊓		eta	慾	908,000	億円	881, 087	億円	慾	3.1	%
	-	1	缀	財	斑	~		632, 268	億円	626, 497	億円		0.9	%
	绿	中 47	æ	浙	辍	教	慾	203, 300	億円	203, 144	億円	慾	0.1	%
		棗	職	沠	Ц	*	慫	187, 700	億円	187, 313	億円	瓷	0.2	%
		頭	職		#	भा	慾	15,600	億円	15, 831	億円	慾	▲ 1.5	%
		- 後	行	迿	镪	鬏	慫	384, 200	億円	370, 522	億円	慾	3.7	%
		ć	Q.,	筙	啣	Ŗ	忩	214,800	億円	202, 356	億円	慾	6.1	%
		ć	24	康	쁐	R	慫	141,800	億円	140, 614	億円	慾	0.8	%
		うちま	ち・ひと	נו ב י	と創生る	主教費		10,000	億円	10,000	億円		0.0	%
	涭	с Ф	重	課題	×	72 42		2,700	億円	2, 500	億円		8.0	%
	光 公		~	淮		摐	慫	119, 100	億円	122, 064	億円	瓷	▲ 2.4	%
	收離	ار بلا	20	便	鏓	蔉	慫	13, 500	億円	13, 079	億円	慾	3.2	%
篾	支投	煩		Ę.	緩	貘	慫	130, 200	億円	116, 180	億円	慾	12.1	%
	ҟ	ر م	# 世	• **	補助	R	慫	69, 100	億円	58, 104	億円	瓷	18.9	%
3		ć	24	康	쁐	R	慫	61,100	億円	58, 076	億円	慾	5.2	%
H		5 5	緊急防	災 ・ 第	美災事	氧		5, 000	億円	5,000	億円		0.0	%
		うち公	共施設等	適正管	理推進る	主教費		4,800	億円	4,800	億円		0.0	%
		っっ懇	急自然。	炎 箸 防 山	日対策事	業業		3,000	億円	I	億円		話	
	4	迦	会	ж ж	Ħ	衛	忩	25,400	億円	25, 584	億円	慾	▲ 0.7	%
		うち企	2業債償3	医黄带炎	百会計貨	(担分	慫	15,400	億円	15, 846	億円	谗	▲ 2.8	%
	×	1	*	58	凝	蔉		20, 300	億円	18,400	億円		10.3	%
	大業 業 : 後	Ш	・	厳	新 新	銰	慫	11,000	億円	11,079	億円	熧	▲ 0.7	%
	ي ب 4	M	5 2	*	*	鬏		1,058	億円	1, 035	億円		2.2	%
	凝	귄	-7	⊲□		da.	慫	908, 000	億円	881, 087	億円	谗	3.1	%
						l								ľ

2. 平成31年度地方財政収支見通しの概要(東日本大震災分)

(1) 復旧·復興事業

見込)	▲ 4.2 %	1.7 %	62.5 %	16.9%	▲ 0.7 %	1.9 %	▲ 16.9 %	11.7 %	▲ 0.7%	
7 		얭	•		。	約	٩	٩	約.	暴合がある。
ミ度	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	、異動する
平成30年	4, 227	6, 688	32	17	11,079	9,817	1,026	403	11,079	+数は精査の結果
ĸ	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	億円	のであり、言
〒10,01,4-1 (見込)	4,049	6,800	12	60	11,000	10,000	853	356	11,000	r 作成したも
		俴			옝	餘			翁	安とし、
	敚	俐	衝	\$		歡	徴	田		0
	ţ			Ш		絥	絥	言いる		わため
	×	Ħ		4.3		拚		見		1999年
Ш	16			Ŕ		丧	带	收分		の予算
	乾	ΨK	书	瀕	ata.	4000	笣	通の	盐	団体。
	顚			赵		*	唐	税等		与公共
顶	筤	康				•		地方		"唐
	×			餦		慗	Ł	2+ 2+		s表は
	髋	M	귍	1		闿	귍			生) ×
		報		~			黻	H		с.

(2) 全国防災事業

項 目 平成31年月 (見込)	方 税 745	般財源充当分 312	収 入 1	計 1,058	衡 費 1,058 1	計 1,058 2
項 目 平成31年度 (見込)	方 税 745	財源充当分 312	収 入 1	計 1,058	廣 費 1,058 1	計 1,058 2
■ 平成31年 (見込) (見込)	方 税 745	源 充 当 分 312	収 入 1	計 1,058	債 費 1,058 1	計 1,058 -
目 平成31年月 (見込)	税 745	充当分 312	А 1	1,058	攢 1,058 1	1,058
平成31年度 (見込)	税 745	当 第 第 312	入 1	1, 058	攢 1,058 1	1, 058
平成31年月 (見込)	税 745	分 312	λ 1	1,058	費 1,058 1	1, 058
平成31年月 (見込)	745	312	1	1,058	1,058 1	1,058
E)					~	
14.0	億日	億円	億円	億円	日遍	億円
平成304	728	306	1	1, 035	1, 035	1, 035
毛度	億円	億円	億円	億円	億円	億円
増減率 (見込)	2.3	2.0	0.0	2.2	2.2	2.2

13

<u>1</u>

地方の借入金 残 (兆円) 衝 ≝ ⊗ (%) ß 10. 菜 方存 資 地依 窚 剣 徳 億 (日) 22, 274 16, 610 $\blacktriangle 20, 167$ $\bigstar 3, 118$ ▶ 5, 947
▶ 10, 561
▶ 6, 402
3, 300
279 **▲**137 096 ₽₩ 비 蔥 16 汇 , 2 樂 対 増 衝 徹 徽 (王) 2 七 $^{2}_{28}$ 111, 푄 方面 114, 94, 푕 뿌 昭 子 2000 (1000) 2 度 ----浟 က က ₩ 袎

あ あ た た	 度伸び零 一 に + 20 1 に + 20 	地 方 税 地方交付税	▲ 0. 1 ▲ 4. 9	6.8	10.6 10.9	6.9 4.0	0.6	9.4 7.5	2 . 1	7. 0 I U. 3	6. I	4. T 0. /		► 5. 7 0. 4	3. 6 4. 2	0.1 4.3	9.6 1.7	3.9 2.3	▲ 8.3 19.1	► 0. 7 2. 6	• 1. v	► 3. 7 ► 4. 0		3. 1 0. 1	4.7	15.7	(6.5)	▶ 10. Z		▲10.2 ●.8	▶10. 2 2. 8 2. 8 2. 8	• 10. 2 2. 8 0. 8 0. 5 0. 5	▶10. 2 2. 8 0. 8 1. 1 1. 1 2. 8 2. 8 2. 8 2. 8 2. 8 2. 8 2. 8 2. 8		10. 2 1	10. 2 2. 8 2. 8 1. 1 1. 1 1. 1 1. 1 2. 2 3. 2 3. 2 3. 3 4 4 5	10. 1 1
	対前年	地方一般歳出	0. 2	0.3	3. 5	4.3	5.9	5.7	7.1		7.4	0. r	4.	4.6	3. 9.	2.3	0.9	▲ 1.6	1.8	►0.9	9 0. ▼ ↓	⊃ α ► ~		► 1. 2	▲ 1.2	▲ 1.1		0.0	-	0.2	0.80.8	0. 8 0. 8 ●0. 6	□ 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	0 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	5 % 0 ⊢ 0 % 0 0 % 0 ⊢ 0 % 0 • ● ●	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •	a 0 a m 0 H @ & M 0
	[프로] 등 식포 수집 구수 입지	地方財政計画	0.9	1. 7	4.6	4.6	2.9	6.3	9 0. . 0		0.0 ,	4. 9.0	× ×	3. 0	4.3	3.4	2.1	0.0	1.6	0.5	• 0.4	ארי ארי שיי	▶1. 8	► 1 · 1	▲ 0.7	▲ 0.0		• • •		■ 0. 5	►0.5 0.5	● 0. ● 0. ● 1.	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •	• ∞ + ∞ Ω Ω • + 0 ► ►	2 /7 H 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	▲ ◀

参考資料

〔平成31年度地方財政対策関係〕

1

一般財源総額	
	<u>ルール</u> <2019年度~2021年度>
財政健全化目	標(※)と毎年度の予算編成を結び付けるため、基盤強化期間(2019~2021年度)内に編成される 、以下の目安に沿った予算編成を行う。
 ①、②(略) ③ <u>地方の歳</u> <u>政運営に必</u> <u>を確保</u>する 	出水準については、国の一般歳出の取組と基調を合わせつつ、交付団体をはじめ地方の安定的な財 、要となる一般財源の総額について、2018年度地方財政計画の水準を下回らないよう実質的に同水準 。
※財政健全伯 ・経済再生 ・同時に優	2目標: 2と財政健全化に着実に取り組み、2025年度の国・地方を合わせたPB黒字化を目指す。 1務残高対GDP比の安定的な引下げを目指すことを堅持する。
参考	
参考 (臨時財政対策 ・地方歳出に <u>発行額の圧</u> 編	













-207-

年度	償還計画
平成22年度末残高	336, 173
2 3	1,000
2 4	1,000
2 5	1,000
2 6	2,000
2 7	3,000
28	4,000
2 9	4,000
3 0	4,000
3 1	*5,000
平成31年度末残高 (見込み)	311, 173

	(単位:億円)	
年度	償還計画	
3 2	5,000	
3 3	6,000	
3 4	7,000	
3 5	8,000	
3 6	9,000	
37~63	10,000	
6 4	6,173	

※計画に基づく償還額4,000億円に1,000億円を増額







「人づくり革命」について 〇「新しい経済政策パッケージ」(平成29年12月8日閣議決定)の「人づくり革命」について、「経済財政運営と改革の基本方針 2018」(平成30年6月15日閣議決定)において具体化 〇 2兆円規模の財源は、1.7兆円が消費増税による増収分、0.3兆円が企業からの拠出金を予定(赤枠部分)		
 〇 幼児教育・高等 施策項目 	教育無償化の制度の具体化に向けた方針について、関係閣僚合意(平成30年12月 人づくり革命の主な内容	328日) 実施時期等
幼児教育の 無償化	 3歳~5歳までの全ての子供の幼稚園、保育所、認定ごども園の費用を無償化 上記以外の認可外保育施設等の費用についても、保育の必要性が認定された子供を対象に、 認可保育所における月額保育料の全国平均額を上限に無償化 0歳~2歳児は、当面、住民税非課税世帯を対象として無償化 障害児通園施設も無償化 医療的ケア児について、看護師の配置・派遣によって受入支援を行うモデル事業を拡充しつつ、 医療行為提供のあり方を議論 	> 2019年10月から実施
待機児童の解消	 「子育て安心プラン」を前倒しし、2020年度末までに32万人分の受け皿確保 (※必要となる運営費を確保) 企業拠出金0.3兆円は、企業主導型保育事業と保育の運営費(0歳~2歳児相当)に充当 	> 2018年度から早急に実施
保育士の処遇改善	> 2017年度の人勧に伴う賃金引上げに加え、更に1%(月3,000円相当)引上げ	▶ 2019年4月から実施
高等教育の 無償化	大学、短大、高専及び専門学校には授業料の減免措置、学生個人には給付型奨学金を措置 住民税非課税世帯を対象として無償化(※準ずる世帯についても、年収300万円未満世帯は非課 税世帯の3分の2、年収300万〜年収380万円未満世帯は3分の1の額を支援)	> 2020年4月から実施
介護人材の 処遇改善	 	> 2019年10月から実施
私立高校の 実質無償化	年収590万円未満世帯を対象として実質無償化(※住民税非課税世帯は実質無償化、年収 350万円未満世帯は最大35万円、年収590万円未満世帯は最大25万円を支給ができる財源をまずは 確保)	> 2020年度までに安定的な則 源を確保しつつ実施
大学改革	> 大学教育の質の向上、経営力の強化、大学の連携・統合等	▶ 未定 12




